

**Univerzita Karlova v Praze**

**Přírodovědecká fakulta**

Demografie



**Bc. Petra Sykáčková**

Úmrtnost v Předlitavsku v letech 1881–1911

Mortality in Cisleithania in 1881–1911

Diplomová práce

Vedoucí diplomové práce: doc. RNDr. Ludmila Fialová, CSc.

Praha, 2016

**Prohlášení:**

Prohlašuji, že jsem závěrečnou práci zpracovala samostatně a že jsem uvedla všechny použité informační zdroje a literaturu. Tato práce ani její podstatná část nebyla předložena k získání jiného nebo stejného akademického titulu.

V Praze dne 22. 7. 2016

Podpis

**Poděkování:**

Na tomto místě bych ráda poděkovala v první řadě paní doc. RNDr. Ludmile Fialové, CSc. za mnoho rad, velikou ochotu i trpělivost, které mi za všech okolností poskytovala. Dále bych chtěla poděkovat za cenné rady a věnovaný čas také dalším pracovníkům Katedry demografie a geodemografie. Děkuji taktéž svým nejbližším, kteří mě podporovali a stáli při mně po celou dobu tvorby této práce.

## **Úmrtnost v Předlitavsku v letech 1881–1911**

### **Abstrakt**

Cílem této diplomové práce je analýza úmrtnostních poměrů v Předlitavsku a v jeho jednotlivých zemích v letech 1881–1911. Vývoj a úroveň úmrtnosti byly v tomto období významně ovlivňovány soudobou společenskou situací a ekonomickým vývojem, které lze zařadit do celkového procesu modernizace. Proto bylo při rozboru úmrtnostních poměrů přihlédnuto především k hospodářské a sociální situaci jednotlivých zemí. Analýza prokázala značné regionální rozdíly v úmrtnostních poměrech. Důležitým faktorem ovlivňujícím výši úmrtnosti byl ve zkoumané době zejména podíl obyvatel pracujících v průmyslu a zemědělství a s tím související podíl obyvatel žijících v městských nebo venkovských sídlech. Rozbor úmrtnosti v této práci vychází zejména ze standardizované hrubé míry úmrtnosti, kojenecké úmrtnosti a ze zkrácených úmrtnostních tabulek. Kromě toho byly změny v úrovni úmrtnosti analyzovány také pomocí různých dekompozičních metod, které poskytly ucelenější pohled na vývoj úmrtnostních poměrů v Předlitavsku.

**Klíčová slova:** úmrtnost, Předlitavsko, proces modernizace, podíl obyvatel pracujících v průmyslu a zemědělství, podíl venkovského a městského obyvatelstva, dekompozice

## **Mortality in Cisleithania in 1881–1911**

### **Abstract**

The aim of this thesis is to analyze mortality in Cisleithania in general and its parts within 1881–1911. Trends in mortality and its level during this period were significantly influenced by the contemporary social situation and economic development which were parts of the process of modernization. Therefore when analyzing mortality rates the economic and social situation of each country was taken into account. The analysis showed significant regional mortality differences. Important factor affecting the mortality level in the above mentioned period was proportion of the population working in industry and agriculture sectors and related proportion of the population living in urban and rural areas. The mortality analysis in this thesis is based on the standardized crude death rate, the infant mortality rate and abridged life tables. The changes in mortality level were additionally analyzed by various decomposition methods providing more comprehensive information about mortality in Cisleithania.

**Keywords:** mortality, Cisleithania, process of modernization, proportion of the population working in industry and agriculture sectors, proportion of the population living in urban and rural areas, decomposition

## OBSAH

<b>Přehled použitých zkratk.....</b>	<b>8</b>
<b>Seznam obrázků .....</b>	<b>9</b>
<b>Seznam tabulek .....</b>	<b>11</b>
<b>1 Úvod.....</b>	<b>12</b>
1.1 Prameny dat.....	14
1.2 Použitá literatura .....	14
<b>2 Metodika a územní a časové vymezení analýzy .....</b>	<b>16</b>
2.1 Metodika .....	16
2.1.1 Skladba obyvatelstva podle věku .....	16
2.1.2 Střední stav obyvatelstva.....	19
2.1.2 Analýza úmrtnosti .....	23
2.2 Územní a časové vymezení .....	31
2.2.1 Celkový počet obyvatel.....	31
2.2.2 Věková struktura obyvatelstva .....	33
2.2.3 Whippleův index .....	33
2.2.4 Myersův index.....	37
2.2.5 Shrnutí .....	41
<b>3 Determinanty úrovně úmrtnosti v Předlitavsku v 2. polovině 19. století a na počátku 20. století.....</b>	<b>42</b>
3.1 Situace v jednotlivých zemích Předlitavska.....	45
3.1.1 Podíl obyvatelstva ve městě a na venkově .....	46
3.1.2 Podíl obyvatelstva pracujícího v zemědělství a průmyslu .....	49
3.2 Shrnutí.....	50
<b>4 Analýza úmrtnosti v Předlitavsku v letech 1881–1911 .....</b>	<b>52</b>
4.1 Absolutní počty zemřelých .....	52
4.2 Standardizovaná míra úmrtnosti .....	53
4.3 Dekompozice rozdílů hrubých měr úmrtnosti.....	57
4.4 Kojenecká úmrtnost .....	59

4.5	Tabulkové funkce.....	63
4.5.1	Pravděpodobnost úmrtí .....	63
4.5.2	Tabulkový počet dožívajících se přesného věku .....	68
4.5.3	Tabulkový počet zemřelých v dokončeném věku .....	74
4.5.4	Naděje dožití .....	79
4.6	Příspěvky věkových skupin k rozdílu naděje dožití při narození.....	84
4.7	Dekompozice rozdílu naděje dožití při narození.....	86
4.8	Shrnutí.....	87
<b>5</b>	<b>Závěr.....</b>	<b>91</b>
	<b>Seznam použité literatury.....</b>	<b>94</b>
	<b>Seznam použitých datových zdrojů.....</b>	<b>96</b>
	<b>Seznam příloh.....</b>	<b>98</b>
	Elektronická příloha na DVD.....	98

## PŘEHLED POUŽITÝCH ZKRATEK

### Ukazatele:

hmú	hrubá míra úmrtnosti
<sup>pst</sup> hmú	přímo standardizovaná hrubá míra úmrtnosti
kú	kojenecká úmrtnost

### Země:

BU	Bukovina
ČE	Čechy
DA	Dalmácie
DR	Dolní Rakousy
DR b. V	Dolní Rakousy bez Vídně
GG	Gorice a Gradiška
HA	Halič
HR	Horní Rakousy
IS	Istrie
KO	Korutany
KR	Kraňsko
MO	Morava
PŘ	Přímoří
SA	Salcbursko
SL	Slezsko
ŠT	Štýrsko
TE	Terst s přilehlým okolím
TY	Tyrolsko
V	Vídeň
VOR	Vorarlbersko

### Ostatní použité zkratky:

DES	Dolní elementární soubor
HES	Horní elementární soubor
HMD	Human Mortality Database



## SEZNAM OBRÁZKŮ

Obr. 1:	Skutečný a odhadnutý podíl DES zemřelých v Předlitavsku v roce 1901 .....	20
Obr. 2:	Skutečný a odhadnutý podíl DES zemřelých v Předlitavsku v roce 1911 .....	21
Obr. 3:	Demografická síť .....	22
Obr. 4:	Whippleův index preference „0“ podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1880.....	34
Obr. 5:	Whippleův index preference „0“ podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1910 .....	34
Obr. 6:	Whippleův index preference „0“ pro zemřelé podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku v roce 1881 .....	36
Obr. 7:	Whippleův index preference „0“ pro zemřelé podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku v roce 1911 .....	36
Obr. 8:	Myersův index preference číslic podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1880.....	38
Obr. 9:	Myersův index preference číslic podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1910 .....	38
Obr. 10:	Myersův index preference číslic pro zemřelé podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku v roce 1881 .....	40
Obr. 11:	Myersův index preference číslic pro zemřelé podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku v roce 1911 .....	40
Obr. 12:	Standardizovaná míra úmrtnosti podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku v roce 1881 .....	55
Obr. 13:	Standardizovaná míra úmrtnosti podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku v roce 1911 .....	55
Obr. 14:	Dekompozice rozdílu hrubých měr úmrtnosti mužů na tři komponenty mezi roky 1881 a 1911 podle zemí v Předlitavsku .....	58
Obr. 15:	Dekompozice rozdílu hrubých měr úmrtnosti žen na tři komponenty mezi roky 1881 a 1911 podle zemí v Předlitavsku .....	59
Obr. 16:	Kvociet kojenecké úmrtnosti podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku v roce 1881 .....	61
Obr. 17:	Kvociet kojenecké úmrtnosti podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku v roce 1911 .....	61
Obr. 18:	Pravděpodobnost úmrtí mužů v přesném věku v Předlitavsku .....	63

Obr. 19:	Pravděpodobnost úmrtí mužů v přesném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1881.....	64
Obr. 20:	Pravděpodobnost úmrtí mužů v přesném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1911.....	65
Obr. 21:	Pravděpodobnost úmrtí žen v přesném věku v Předlitavsku.....	66
Obr. 22:	Pravděpodobnost úmrtí žen v přesném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1881.....	67
Obr. 23:	Pravděpodobnost úmrtí žen v přesném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1911.....	67
Obr. 24:	Tabulkový počet mužů dožívajících se přesného věku v Předlitavsku .....	69
Obr. 25:	Tabulkový počet mužů dožívajících se přesného věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1881 .....	70
Obr. 26:	Tabulkový počet mužů dožívajících se přesného věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1911 .....	70
Obr. 27:	Tabulkový počet žen dožívajících se přesného věku v Předlitavsku .....	72
Obr. 28:	Tabulkový počet žen dožívajících se přesného věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1881 .....	73
Obr. 29:	Tabulkový počet žen dožívajících se přesného věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1911 .....	73
Obr. 30:	Tabulkový počet zemřelých mužů v dokončeném věku v Předlitavsku .....	74
Obr. 31:	Tabulkový počet zemřelých mužů v dokončeném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1881 .....	75
Obr. 32:	Tabulkový počet zemřelých mužů v dokončeném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1911 .....	75
Obr. 33:	Tabulkový počet zemřelých žen v dokončeném věku v Předlitavsku.....	77
Obr. 34:	Tabulkový počet zemřelých žen v dokončeném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1881 .....	78
Obr. 35:	Tabulkový počet zemřelých žen v dokončeném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1911 .....	78
Obr. 36:	Naděje dožití mužů v přesném věku v Předlitavsku .....	80
Obr. 37:	Naděje dožití mužů v přesném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1881.....	81
Obr. 38:	Naděje dožití mužů v přesném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1911.....	81
Obr. 39:	Naděje dožití žen v přesném věku v Předlitavsku.....	82
Obr. 40:	Naděje dožití žen v přesném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1881.....	83
Obr. 41:	Naděje dožití žen v přesném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1911.....	84
Obr. 42:	Příspěvek jednotlivých věkových skupin k rozdílu naděje dožití při narození mezi lety 1881 a 1911 podle pohlaví v Předlitavsku .....	85

## SEZNAM TABULEK

Tab. 1:	Výpočet Myersova indexu preference koncových číslic pro muže v Předlitavsku k 31. 12. 1880.....	18
Tab. 2:	Celkový počet obyvatel podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1880 a 31. 12. 1910.....	32
Tab. 3:	Průměrná velikost obce podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1880 .....	46
Tab. 4:	Podíl obyvatel žijících v jednotlivých velikostních kategoriích osad podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1800.....	47
Tab. 5:	Podíl obyvatel žijících v jednotlivých velikostních kategoriích osad podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1910.....	48
Tab. 6:	Podíl obyvatel v zemědělství a průmyslu podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1880 a 31. 12. 1910.....	50
Tab. 7:	Celkový počet zemřelých podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku v roce 1881 a v roce 1911 .....	53
Tab. 8:	Dekompozice rozdílu hrubých měr úmrtnosti na tři komponenty mezi roky 1881 a 1911 podle pohlaví v Předlitavsku (v promilových bodech).....	58
Tab. 9:	Dekompozice rozdílu naděje dožití při narození mezi roky 1881 a 1911 na tři efekty podle pohlaví v Předlitavsku (v letech).....	86

## Kapitola 1

### Úvod

Během celého 19. století, zvláště pak v jeho posledních dekáдах a také na počátku 20. století docházelo ve společnostech vyspělých zemí k převratným změnám, které se označují jako modernizace. Nejvýrazněji se tento proces projevoval skrze přechod od agrárních kulturních vzorců k industriálním, což provázal výrazný nárůst produktivity práce, kumulace hmotných zdrojů a růst životní úrovně (Machačová, Matějček, 2008, s. 291). Jedním ze základních rysů probíhající industrializace byl nárůst podílu městského obyvatelstva na úkor obyvatelstva venkovského, což bylo umožněno mimo jiné zvýšenou zemědělskou produkcí a příležitostí k výdělku v továrnách pro stále větší počet obyvatel (Bělina, Kaše a Kučera, 2006, s. 275). Obyvatelstvo migrovalo ale nejen směrem z venkova do městských sídel, nýbrž také na delší vzdálenosti do jiných zemí či do zámoří. V pozadí těchto migrací stály od poloviny 19. století převážně ekonomické důvody a jednalo se zejména o stěhování za lepšími životními podmínkami (tamtéž). Na území Rakousko-Uherska byla tato výraznější migrace obyvatel umožněna zejména zrušením poddanství a rozpadem feudálních vazeb v roce 1848 (Srb, 2004, s. 25). Ve druhé polovině 19. století ale došlo navíc k dalšímu technickému rozvoji, kdy se rozmáhalo používání elektřiny, rozvíjela se železniční, říční a námořní doprava, byly učiněny pokroky v chemii a další (Purš, 1960, s. 6). Pro zdravotní stav obyvatelstva měly ale význam především lékařské objevy, pokroky ve zdravotní péči a postupné zlepšování hygieny nejen osobní, ale i na veřejných místech zejména výstavbou vodovodů a zaváděním kanalizace.

Se všemi uvedenými změnami a společenskými procesy, které probíhaly nerovnoměrně v jednotlivých oblastech vyspělého světa, souvisí další, velmi podstatná změna. Tou byla postupná přeměna reprodukčního chování obyvatelstva označovaná jako demografická revoluce, která byla způsobena zejména pokroky ve zdravotní péči, zvyšováním životní úrovně, změnou způsobu myšlení větších mas obyvatelstva a dalšími jevy. V souvislosti s tím se postupně snižovala jak úroveň plodnosti, tak také úmrtnosti především skrze snížení výskytu infekčních nemocí (Vallin, 1992, s. 60). Právě proces úmrtnosti konce 19. a počátku 20. století, ovlivněný všemi uvedenými procesy, je předmětem této práce.

Úmrtnost je v této práci zkoumána na populaci Předlitavska (tedy rakouské části Rakousko-Uherska) a jeho jednotlivých zemí ve vybraných letech v závislosti na dostupnosti dat. Konkrétně je analýza zaměřena na čtyři roky – 1881, 1891, 1901 a 1901, čímž je pokryto třicetileté období vývoje úmrtnosti. Výběr tohoto území a období byl učiněn mimo jiné proto, že

nejsou k dispozici studie věnující se úmrtnostním poměrům této oblasti zejména z hlediska komparace jednotlivých předlitavských zemí. Existuje ale mnoho dílčích studií zabývajících se úmrtností nebo celkově populačním vývojem menších územních celků než Předlitavska, v našich podmínkách zaměřených především na populační vývoj českých zemí. Tato práce by tedy měla svým zaměřením přispět k dalšímu studiu úmrtnostních poměrů na území Předlitavska. Záměrem práce je také využití různých metod používaných při studiu úmrtnostních poměrů k vyjádření rozdílů ve změně úrovně úmrtnosti, a to jak v případě jednotlivých zemí, tak v jejich vzájemném srovnání. Jelikož se jedná o studium historické populace, bude také třeba ověřit kvalitu dat, zejména věkovou strukturu žijící populace i zemřelých osob.

Cílem práce je rozbor úmrtnostních poměrů Předlitavska jako celku, ale také jeho jednotlivých zemí. Úmrtnostní poměry jsou přitom zkoumány s přihlédnutím k životním podmínkám odvislým od hospodářské a sociální situace jednotlivých zemí, přičemž nejvíce je přihlíženo k zastoupení obyvatelstva pracujícího v průmyslu. Důvodem k tomu je fakt, že v průběhu 19. století se s postupující průmyslovou revolucí prohlubovaly rozdíly mezi zemědělskými resp. venkovskými a průmyslovými resp. městskými oblastmi (Stříteský, 1971, s. 56). V závislosti na znalostech získaných zejména z odborné literatury byly stanoveny základní hypotézy, které budou v této práci ověřovány:

- 1) V souvislosti s výše zmíněnými procesy, které během 19. století a na počátku 20. století probíhaly, docházelo ve vyspělém světě ke snižování úrovně úmrtnosti, zejména díky pokrokům ve zdravotní péči a hygieně a celkovému vzestupu životní úrovně širších vrstev obyvatelstva (Vallin, 1992, s. 60). Základním předpokladem, který bude provedenou analýzou ověřován, tedy je, že **se v Předlitavsku ve sledovaném období úmrtnost snižovala**. Toto snižování pravděpodobně neprobíhalo rovnoměrně. **Záměrem je zjistit, ve které době a ve kterém věku docházelo k největším změnám, tedy k poklesu úrovně úmrtnosti, a zda se zlepšování úmrtnostních poměrů projevovalo i v závislosti na pohlaví.**
- 2) Jelikož celkový proces modernizace a v rámci něj zejména průmyslová revoluce nepostupovaly rovnoměrně ve všech oblastech vyspělého světa (Purš, 1960, s. 7–8), lze předpokládat, že mezi jeho jednotlivými oblastmi se prohloubily rozdíly nejen v hospodářském a sociálním rozvoji, ale v souvislosti s tím i ve výši úmrtnosti. Je možné se domnívat, že zejména v závěru sledovaného období byla v souvislosti s celkovým rozvojem společnosti **příznivější hladina úmrtnosti v oblastech prosperujících, zejména průmyslových, kdežto v chudších zemědělských byla méně příznivá.**

Tato práce je členěna do pěti kapitol, z nichž druhá, následující po úvodu, se věnuje použitým analytickým postupům a územnímu a časovému vymezení rozboru úmrtnosti. Třetí kapitola je zaměřena na hospodářský a sociální rámec, který mohl ve zkoumané době ovlivnit výši úmrtnosti a její vývoj v jednotlivých zemích Předlitavska. Čtvrtá kapitola představuje výsledky provedené analýzy úmrtnosti založené na výpočtu kojenecké úmrtnosti,

standardizované hrubé míře úmrtnosti, na sestavení úmrtnostních tabulek a na výpočtu doplňujících dekompozičních metod. Poslední kapitola je shrnutím učiněných zjištění.

## 1.1 Prameny dat

Pro provedení analýzy sloužící k získání přehledu o úmrtnostních poměrech v Předlitavsku na konci 19. a začátku 20. století byla využita data z pramenného díla Österreichische Statistik, které vycházelo od roku 1882 (poprvé byly v rámci této řady publikovány výsledky sčítání lidu konaného k 31. 12. 1880). Věková struktura obyvatelstva za jednotlivé země Předlitavska byla získána z uskutečněných sčítání lidu ve zkoumaném období, která se již řadí k moderním sčítáním lidu. Jejich provedení se řídilo zákonem z 29. 3. 1869, který zůstal v platnosti až do 1. světové války (Kárníková, 1965, s. 304). Jednou ze zásad, kterou tento zákon stanovil, bylo, že bude sčítáno obyvatelstvo přítomné. Jednalo se tedy o sčítání obyvatelstva v místě, kde se v okamžik konaného sčítání nacházelo. Jako tento rozhodný okamžik bylo stanoveno datum 31. 12. v desetiletých intervalech (tamtéž), přičemž v této práci byla využita sčítání lidu provedená v letech 1880, 1890, 1900 a 1910.

Pro data za vitální statistiku byla využita taktéž řada Österreichische statistik, v rámci níž byly pravidelně publikovány údaje o zemřelých osobách a narozených dětech tříděné podle místa události. Využita byla data za zemřelé a živě narozené v letech následujících po konaných sčítáních lidu, tedy v letech 1881, 1891, 1901 a 1911.

## 1.2 Použitá literatura

Použitá literatura v této práci se dá rozlišit především podle toho, zda sloužila jako podklad pro provedenou analýzu úmrtnosti a týkala se tedy spíše metodiky, nebo pro teoretický rámec a interpretaci výsledků. K prvnímu účelu byly použity zejména *Základy demografie* (Pavlík, Rychtaříková a Šubrtová, 1986) a *Úvod do demografie* (Kalibová, 2002). Jelikož ale provedená analýza zahrnovala také dekompoziční metody, jak bude popsáno ve druhé kapitole, byly využity také práce zahraničních demografů. Byl to především článek *Components of a Difference Between Two Rates* od Evelyne M. Kitagawy (1955), v němž autorka představila metodu dekompozice rozdílu mezi dvěma ukazateli, která je v této práci aplikovaná na rozdíl dvou hrubých měr úmrtnosti. Další využitý článek napsal Eduardo E. Arriaga a nesl název *Measuring and explaining the change in life expectancies* (1984), který byl uplatněný pro dekompozici rozdílu dvou hodnot naděje dožití při narození. Pro poslední dekompoziční metodu použitou v této práci sloužil článek *Contribution des écarts de mortalité par âge à la différence des vies moyennes* od Rolanda Pressata (1985), který, jak z názvu vyplývá, představuje metodu rozložení rozdílu dvou hodnot naděje dožití při narození na příspěvky jednotlivých věkových skupin k tomuto rozdílu. Jako podklad pro analýzu úmrtnosti byly ale využity i některé další práce, např. od Henryho S. Shryocka, Jacoba S. Siegela a kolektivu (1976) či Roberta J. Myerse (1940).

Pro získání představy o společenských procesech, které probíhaly zejména v 19. století a na začátku 20. století, a které v tomto období ovlivňovaly úroveň úmrtnosti, byly využity práce

zejména českých autorů. O celkovém procesu modernizace pojednávali např. autoři v již zmíněných *Základech demografie* (Pavlík, Rychtaříková a Šubrtová, 1986), z hlediska souvislosti s demografickou revolucí se jí věnoval ale také např. Jacques Vallin v publikaci *Světové obyvatelstvo* (1992). Na průmyslovou revoluci se zaměřil především Jaroslav Purš v knize *Průmyslová revoluce v českých zemích* (1960), v níž se věnoval tomuto procesu zejména v českých zemích, dotkl se ale také vývoje celého Rakousko-Uherska. Neméně významnou je publikace *Zdravotní a populační vývoj československého obyvatelstva* od Jana K. Stříteského (1971), ve které autor představil populační vývoj českých zemí a Slovenska, ale také vývoj ve zdravotní péči a rozvoj lékařství. Využity byly ale i další publikace a články dílčího charakteru, mezi nimi např. od Zdeňka Vávry (1960), od Jany Macháčové a Jiřího Matějčka (2008) či od Antonína Boháče (1933).

Nutné je ovšem zmínit znovu publikační řadu Österreichische Statistik a z ní konkrétně tři svazky, kterými byly *Die Ergebnisse der Volkszählung vom 31. Dezember 1880 in den im Reichsrathe vertretenen Königreichen und Ländern in analytischer Bearbeitung* (1884), dále *Berufsstatistik nach den Ergebnissen der Volkszählung vom 31. Dezember 1910 in Österreich: Die summarischen Ergebnisse der Volkszählung* (1912) a *Berufsstatistik nach den Ergebnissen der Volkszählung vom 31. Dezember 1910 in Österreich: Hauptübersicht und Besprechung der Ergebnisse* (1916). Z těchto statistických pramenů byly totiž získány údaje a poznatky rakouských statistiků o jednotlivých zemích Předlitavska z hlediska podílu obyvatelstva podle velikostních kategorií obcí resp. osad a zejména podílu obyvatelstva pracujícího v zemědělství a průmyslu.

## Kapitola 2

### Metodika a územní a časové vymezení analýzy

#### 2.1 Metodika

Veškerá data potřebná pro výpočty provedené v této práci byla získána z pramenů dat popsaných v předešlé kapitole. Výpočty byly realizovány v programu MS Excel, kromě něj byl použit pouze program ArcMap, ve kterém byly vytvořeny mapy zachycující regionální diferenciaci vybraných ukazatelů úmrtnosti. K získání středního stavu obyvatelstva byla využita pro roky 1881 a 1891 metodika *Human Mortality Database* (dále HMD). Provedená analýza vycházela jednak z klasických metod popsaných např. v *Základech demografie* (Pavlík, Rychtaříková a Šubrtová, 1986) či *Úvodu do demografie* (Kalibová, 2002), jednak z novější produkce zahraničních demografů (pro metody dekompozice byly využity práce autorů Evelyne M. Kitagawy z roku 1955, Eduarda E. Arriagy z roku 1984 a Rolanda Pressata z roku 1985).

Prvním úkolem, který bylo třeba vyřešit, bylo ověření kvality dat o věkové skladbě obyvatelstva, a to jak žijící populace zjišťované při sčítání lidu, tak zemřelých osob zaznamenávaných v evidenci přirozeného pohybu obyvatelstva. Tento krok byl nutný, protože kvalitu dat bylo třeba zohlednit při výběru metod pro vlastní analýzu úmrtnosti i pro interpretaci výsledků. Následně byla vybrána metoda odhadu středního a koncového stavu obyvatelstva. Teprve poté bylo možné přistoupit k analýze úmrtnosti, která zahrnovala výpočet jednodušších ukazatelů, dále sestavení úmrtnostních tabulek a také dekompoziční metody.

##### 2.1.1 Skladba obyvatelstva podle věku

Protože bylo nejprve nutné ověřit kvalitu dat, byly pro snadnější orientaci v datové základně vytvořeny věkové pyramidy (pro celé Předlitavsko jsou za žijící obyvatelstvo v příloze 1 a za zemřelé v příloze 2, pro jednotlivé země za žijící obyvatelstvo v elektronické příloze E1) pro stav obyvatelstva k 31. 12. let 1880, 1890, 1900 a 1910, tedy k datům sčítání lidu. Tím byl získán základní přehled o věkové pohlavní struktuře jednotlivých zemí, resp. o kvalitě těchto dat, což mělo vliv na výběr dalších metodických postupů. V případě některých zemí byla pouhým pohledem patrná koncentrace populace ve věcích končících číslicí 0. Proto byly spočítány dva indexy, které se často používají k vyjádření preference číslic věku. Prvním z nich byl *Whippleův index* ( $W_i$ ), který lze využít k vyjádření preference, nebo naopak vyhýbání se kterékoli koncové číslici, nicméně nejčastěji je používán pro „0“ nebo „5“ a zároveň „5“ (Shryock, Siegel a kol., 1976, s. 116).



Podle zahraniční literatury se Whippleův index velmi často počítá pro věkové rozpětí 23 až 62 let, je ale možné ho libovolně měnit, nicméně obvykle se z výpočtu vynechávají nejnížší a naopak nejvyšší věky. Důvodem pro to je fakt, že početnost populace v těchto věcích může být výrazněji ovlivněna i jiným typem chyby než preferencí určitých číslíc (Shryock, Siegel a kol., 1976, s. 117). S ohledem na tuto skutečnost bylo v této práci pro výpočet  $W_i$  zvoleno věkové rozpětí 10 až 89 let, aby bylo pokryto co nejširší věkové spektrum. Zjišťována byla jak preference pouze „0“, tak i „0“ současně s „5“, a to pro muže a ženy zvlášť. Výpočet Whippleova indexu pro vyjádření preference „0“ ( $W_{i0}$ ) byl proveden podle vzorce (Shryock, Siegel a kol., 1976, s. 116, značení a věkové rozpětí upraveno autorkou):

$$(1) \quad W_{i0} = \frac{P_{10} + P_{20} + P_{30} + P_{40} + P_{50} + P_{60} + P_{70} + P_{80}}{\frac{1}{10} \times \sum_{x=10}^{89} P_x} \times 100$$

a pro určení preference „0“ a „5“ ( $W_{i0,5}$ ) podle vzorce (tamtéž; značení a věkové rozpětí upraveno autorkou):

$$(2) \quad W_{i0,5} = \frac{P_{10} + P_{15} + P_{20} + P_{25} + P_{30} + P_{35} + P_{40} + P_{45} + P_{50} + P_{55} + P_{60} + P_{65} + P_{70} + P_{75} + P_{80} + P_{85}}{\frac{1}{5} \times \sum_{x=10}^{89} P_x} \times 100$$

kde:

$P_x$  je počet obyvatel v dokončeném věku  $x$ .

V prvním případě podle rovnice (1) je tedy index založen na porovnávání součtu počtu osob ve věcích končících „0“ ve zvoleném věkovém rozpětí s 1/10 součtu počtu osob celého zvoleného rozpětí, v případě druhém podle rovnice (2) se porovnává součet počtu osob ve věcích končících číslicí „0“ a „5“ s 1/5 součtu počtu osob celého zvoleného věkového rozpětí (Shryock, Siegel a kol., 1976, s. 116).

Index může dosahovat hodnot od 0 do 500, přičemž 0 znamená, že číslice, která je zkoumána, není v datech udávána vůbec, 100 značí, že daná číslice není nijak preferována a 500 naopak indikuje, že pouze daná koncová číslice věku je uváděna. Na základě hodnoty indexu lze věkové rozložení v dané populaci klasifikovat takto: pokud se hodnota indexu pohybuje v rozmezí 100,0–104,9, data jsou velmi přesná, hodnota 105,0–109,9 značí poměrně přesná data, 110,0–124,9 jsou data přibližná, 125,0–174,9 jsou data hrubá a při hodnotě rovné nebo větší než 175,0 jsou velmi hrubá (Pardeshi, 2010).

Whippleův index byl počítán především s účelem jednoduše zhodnotit kvalitu dat z hlediska věkové distribuce žijící populace, která může poukazovat na celkovou kvalitu dat. Přestože je index určen primárně pro data za žijící obyvatelstvo, byl použit také pro data za zemřelé muže i ženy, ačkoli v tomto případě nebylo upřednostňování některé z číslic věku na první pohled patrné. Výpočet pro zemřelé byl proveden zcela shodně jako pro obyvatelstvo podle jednotek věku, tedy se stejným věkovým rozpětím. Využity tak byly shodně rovnice (1) a (2), ve kterých byl pouze počet obyvatel v dokončeném věku  $x$  nahrazen počtem zemřelých v tomtéž dokončeném věku.

Druhým ze zvolených indexů byl *Myersův index preference koncových číslic* ( $M_i$ ), který je založen na modifikaci metody výpočtu pro určení preference věku, která je podobná Whippleovu indexu. Tato metoda spočívá ve zjištění podílu počtu osob ve věcích končících

každou z po sobě jdoucích číslic od 0 do 9, přičemž pokud by v datech nedocházelo k žádnému favorizování některého věku, každou z koncových číslic by uvádělo přibližně 10 % populace (Myers, 1940, s. 402). Myers tento jednoduchý postup poupravil, aby byl přesnější. Výpočet  $M_i$  je představen v tab. 1 (Myers, 1940, s. 413). Data uvedená v tabulce odpovídají údajům získaným z věkové struktury mužů celého Předlitavska k 31. 12. 1880.

Pro výpočet Myersova indexu bylo zvoleno věkové rozpětí v podstatě stejné jako u Whippleova indexu, v případě kroku (1) v níže uvedené tab. 1 bylo 10 až 89 let, v případě kroku (2) bylo 20 až 99 let. Váhy uvedené ve sloupci (3) a (4), které Myers ve své metodě použil, byly přímo převzaty z jeho výpočtu. Pro výchozí číslici výpočtu (v tomto případě pro číslici 0) mají vždy váhy hodnotu 1 a 9, pro následující číslici 2 a 8 atd., nehledě na to, jaká číslice je zvolena jako výchozí. Odchylky získané v kroku (7) vyjadřují rozsah upřednostnění nebo naopak vyhnutí se dané číslici věku. Souhrnný index je následně určen jako polovina součtu těchto absolutních odchylek od 10 %.

Index může dosahovat hodnot od 0 do 90. Pokud je jeho výsledek 0, jedná se o data, ve kterých se neobjevuje žádná preference číslic, a naopak pokud je jeho hodnota 90, udávaný věk končí pouze jedinou stejnou číslicí (Shryock, Siegel a kol., 1976, s. 118). Index byl počítán zvlášť pro muže a ženy pro jednotlivé země ve všech analyzovaných letech.

**Tab. 1: Výpočet Myersova indexu preference koncových číslic pro muže v Předlitavsku k 31. 12. 1880**

Koncová číslice věku, $a$	Počet osob ve věku končícím číslicí $a$ ( $P_a$ )		Váhy pro		Pomocné výpočtové sloupce		Absolutní odchylka od 10 %
	$\sum_{10}^{89} P_a$	$\sum_{20}^{99} P_a$	sloupec (1)	sloupec (2)	$(1) \times (3) +$ $+ (2) \times (4)$	$\frac{(5)}{\sum (5)}$	(6)-10
(a)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
0	999013	774450	1	9	7969063	11,09	1,09
1	906719	681767	2	8	7267574	10,12	0,12
2	857593	641491	3	7	7063216	9,83	0,17
3	820007	610102	4	6	6940640	9,66	0,34
4	812889	599966	5	5	7064275	9,83	0,17
5	798611	591268	6	4	7156738	9,96	0,04
6	787606	571578	7	3	7227976	10,06	0,06
7	749614	540135	8	2	7077182	9,85	0,15
8	743340	543859	9	1	7233919	10,07	0,07
9	684752	496158	10	0	6847520	9,53	0,47
Celkem					71848103	100	2,67
$M_i =$ $= \frac{\sum (7)}{2}$							1,34

**Zdroj:** Shryock, Siegel a kol., 1976; Österreichische Statistik, 1882; vlastní úprava a výpočty

Myersův index byl také počítán pro zajímavost pro zemřelé muže a ženy, pro které byl výpočet proveden shodně jako pro obyvatelstvo žijící.

### 2.1.2 Střední stav obyvatelstva

Pro výpočet úrovně úmrtnosti bylo zapotřebí získat střední stav obyvatelstva podle věku a pohlaví za jednotlivé země. Ve studované době byly k dispozici údaje pouze z populačních censů, které se konaly jednou za deset let k 31. 12. letopočtů končících 0, tedy koncové stavy pro roky 1880, 1890, 1900 a 1910 (což jsou zároveň výchozí stavy obyvatelstva let 1881, 1891, 1901 a 1911). Důvod zvolení těchto let bude popsán níže v podkapitole *Územní a časové vymezení*.

Ke zjištění středního stavu bylo využito jednoduché zprůměrování koncových stavů dvou po sobě jedoucích let. Jak bylo řečeno, pro roky 1880, 1890, 1900 a 1910 byl tento stav obyvatelstva znám ze sčítání lidu, nicméně koncové stavy let 1881, 1891, 1901 a 1911 musely být dopočítány. Tento dopočet vycházel ze znalosti rozložení zemřelých v příslušném kalendářním roce a počtu narozených v tomtéž roce. Tento přístup však bylo možno bez problémů použít pouze pro roky 1901 a 1911, pro které bylo k dispozici třídění zemřelých podle věku a roku narození (tedy podle elementárních souborů). Pro roky 1881 a 1891 toto třídění dostupné nebylo, proto bylo nutné rozložení počtu zemřelých podle elementárních souborů odhadovat. K tomuto účelu byla použita metodika převzatá z HMD, která umožňuje určení podílu počtu zemřelých osob v dolním elementárním souboru ( $\hat{\pi}_d$ ) z úhrnu počtu zemřelých ve III. hlavním souboru zemřelých (počty zemřelých podle věku v daném kalendářním roce). Výpočet byl proveden zvlášť pro muže a ženy, pro muže podle rovnice (HMD, 2007, s. 13–14):

$$(3) \quad \hat{\pi}_{d(x,t)} = 0,4838 + \hat{\alpha}_x^M + 0,6992 \times [\pi_{b(t)} - 0,5] + 0,072 \times I(t=1918) - \\ - 0,0352 \times I(t=1919) - 0,0088 \times \ln kú(t) - 0,0745 \times \ln kú(t) \times \\ \times I(x=0) + 0,0259 \times \ln kú(t) \times I(x=1) + 0,1673 \\ \times [\ln kú(t) - \ln 0,01] \times I(x=0) \times I(kú(t) < 0,01)$$

a pro ženy podle obdobné rovnice (HMD, 2007, s. 12–13):

$$(4) \quad \hat{\pi}_{d(x,t)} = 0,4710 + \hat{\alpha}_x^Z + 0,7372 \times [\pi_{b(t)} - 0,5] + 0,1025 \times I(t=1918) - \\ - 0,0237 \times I(t=1919) - 0,0112 \times \ln kú(t) - 0,0688 \times \ln kú(t) \times \\ \times I(x=0) + 0,0268 \times \ln kú(t) \times I(x=1) + 0,1526 \times \\ \times [\ln kú(t) - \ln 0,01] \times I(x=0) \times I(kú(t) < 0,01)$$

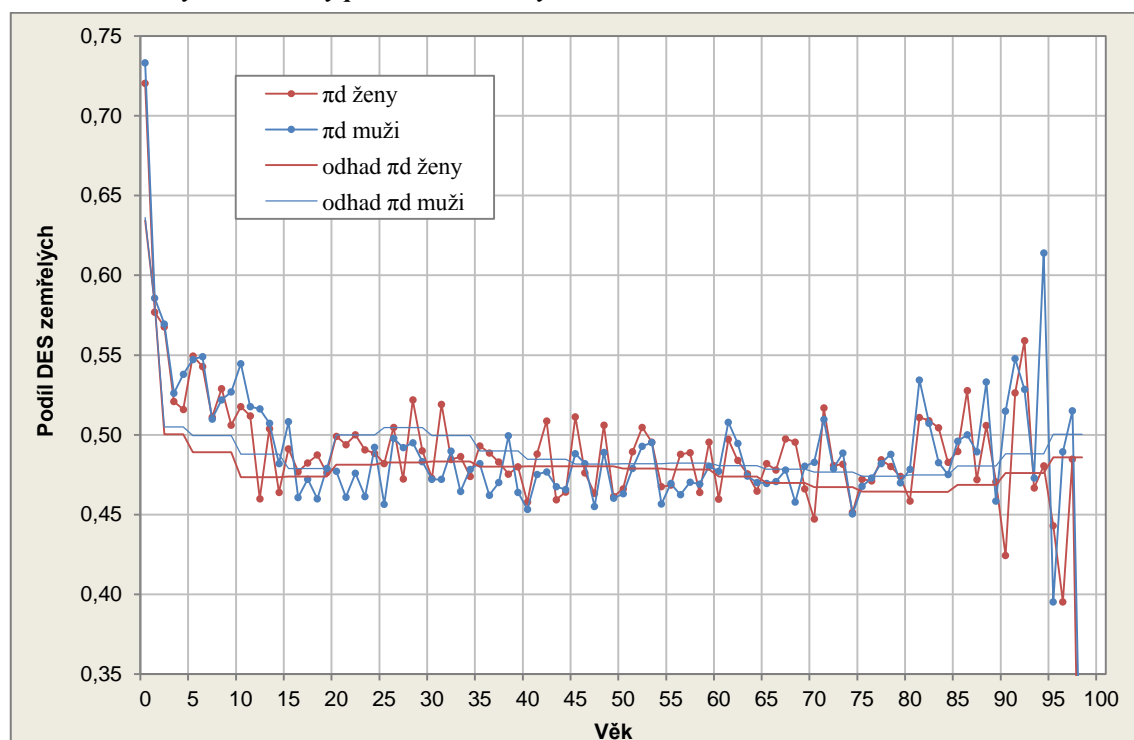
kde:

- $\hat{\alpha}_x^Z, \hat{\alpha}_x^M$  jsou věkově specifické koeficienty formulující odhad vlivu věku pro muže a ženy (jejich hodnoty byly převzaty z HMD, 2007, s. 50–51),
- $\pi_{b(t)}$  je podíl narozených v roce  $t$  z celkového počtu narozených v roce  $t$  a v roce  $t - 1$ ,
- $\ln kú(t)$  je přirozený logaritmus kojenecké úmrtnosti v roce  $t$ ,
- $I(.)$  je indikátor funkce, který se rovná jedné, pokud jsou logická tvrzení v závorkách pravdivá, a nule, pokud pravdivá nejsou,

( $t=1918$ ) je logické tvrzení, že rok, pro který je zjišťován  $\hat{\pi}_{d(x,t)}$ , je rok 1918,  
 ( $t=1919$ ) je logické tvrzení, že rok, pro který je zjišťován  $\hat{\pi}_{d(x,t)}$ , je rok 1919.

Roky 1918 a 1919 jsou ve výpočtu zohledněny z důvodu značného dopadu epidemie španělské chřipky na rozložení zemřelých v těchto dvou letech v mnohých zemích (HMD, 2007, s. 12). Čísla, která jsou v rovnicích (3) a (4) uvedená, jsou konstanty, které autoři tohoto postupu získaly pomocí vícenásobné regresní analýzy (HMD, 2007, s. 45) a jsou tudíž převzaty.

**Obr. 1:** Skutečný a odhadnutý podíl DES zemřelých v Předlitavsku v roce 1901

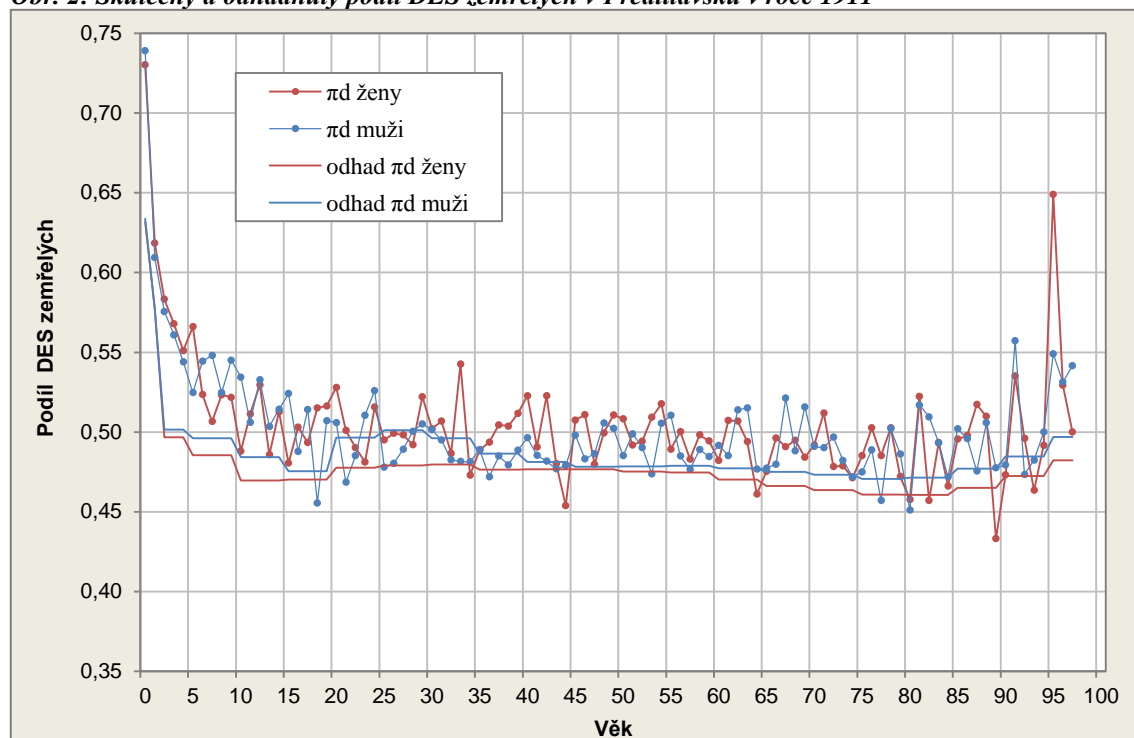


**Pozn.:** Data za zemřelé v roce 1901 byla dostupná do věku 99+, přičemž v grafu jsou znázorněny podíly DES do věku 98 let. V tomto věku klesla hodnota podílu DES v datech pod 0,23 pro obě pohlaví, pro lepší grafickou čitelnost bylo ale na ose y zvoleno minimum 0,35.

**Zdroj:** HMD, 2007; Österreichische Statistik, 1903; vlastní výpočty

Z  $\hat{\pi}_{d(x,t)}$  byly následně dopočítány odhady absolutních počtů zemřelých v dolním elementárním souboru (dále DES) a doplnkem do jejich celkového počtu v daném dokončeném věku (tj. v příslušném III. hlavním souboru událostí) i zemřelí v horním elementárním souboru (HES). Porovnání odhadu podílu DES se skutečným podílem ( $\pi_d$ ) ve všech věcích je možné pro roky 1901 a 1911 a je na příkladu celého Předlitavska uvedeno v obr. 1 a obr. 2. Pro rok 1901 je patrné, že odhadnuté podíly jsou v podstatě vyhlazením podílů skutečných, pro rok 1911 je odhad spíše určitým podhodnocením skutečnosti, hlavně v případě žen. To se objevilo také v obou kalendářních letech pro obě pohlaví v nejnižších věcích, především ve věku 0 a 1 let.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> K důvodům tohoto podhodnocení se nelze bez hlubší analýzy vyjádřit; důkladný rozbor by však byl již nad rámec předkládané práce.

**Obr. 2:** Skutečný a odhadnutý podíl DES zemřelých v Předlitavsku v roce 1911

**Zdroj:** HMD, 2007; Österreichische Statistik, 1913; vlastní výpočty

Po získání údajů za elementární soubory byl určen koncový stav populace pro obě pohlaví zvlášť v dokončeném věku  $x + 1$  pro příslušný kalendářní rok podle vzorce:

$$(5) \quad {}_{\tau+1}P_{x+1} = {}_{\tau}P_x - {}_t^{z-x}D_x - {}_t^{z-x}D_{x+1}$$

kde:

${}_{\tau+1}P_{x+1}$  je koncový stav obyvatelstva roku  $t$  v dokončeném věku  $x + 1$ ,

${}_{\tau}P_x$  je koncový stav obyvatelstva roku  $t - 1$ , resp. počáteční stav obyvatelstva roku  $t$  (neboli v okamžiku  $\tau$ ) v dokončeném věku  $x$ ,

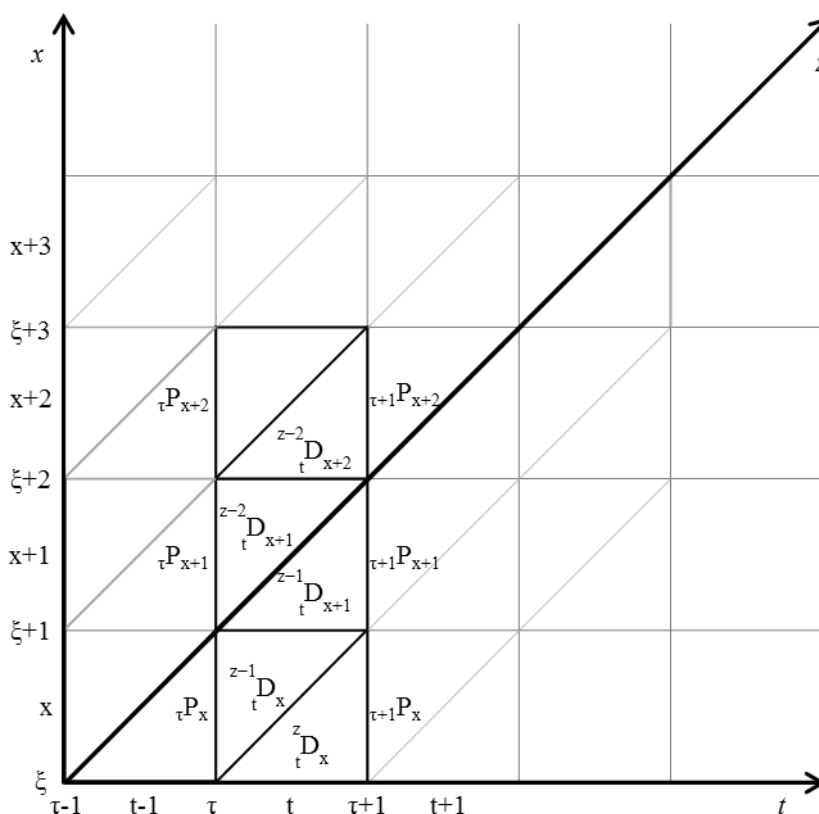
${}_t^{z-x}D_x$  je počet zemřelých v dokončeném věku  $x$  v roce  $t$ , kteří se narodili v generaci  $z - x$ ; jedná se o zemřelé v horním elementárním souboru událostí,

${}_t^{z-x}D_{x+1}$  je počet zemřelých v dokončeném věku  $x + 1$  v roce  $t$ , kteří se narodili v generaci  $z - x$ ; jde o zemřelé v dolním elementárním souboru událostí.

Pro lepší představu, jak byl výpočet proveden, poslouží obr. 3, který znázorňuje demografickou síť s jednotlivými členy vzorce.

V demografické síti, která se používá pro zobrazení demografických událostí, doby trvání a okamžiků pozorování, jsou znázorněny tři osy času, které kombinují kalendářní čas a věk (resp. dobu trvání). Těmito osami jsou osa kalendářního času (osa  $t$ ), osa věku, resp. trvání (osa  $x$ ) a osa generace (osa  $z$ ). Řecké písmeno  $\tau$  v demografické síti znázorňuje přesný okamžik kalendářního času a  $\zeta$  značí přesný věk či dobu trvání (Pavlík, Rychtaříková a Šubrtová, 1986, s. 94–96).

Obr. 3: Demografická síť



**Zdroj:** Pavlík, Rychtaříková a Šubrtová, 1986; vlastní úprava

Uvedený výpočet koncového stavu obyvatelstva v rovnici (5) byl použit pro populaci od věku 1 do posledního věku před otevřeným intervalem. Tím byl pro roky 1881 a 1891 věk 99 let, pro rok 1901 to bylo 98 let a pro poslední sledovaný rok 1911 věk 97 let v závislosti na dostupnosti dat. Pro otevřený věkový interval byl využit následující vzorec:

$$(6) \quad {}_{\tau+1}P_{100+} = {}_{\tau}P_{99+} - {}_tD_{99+} - {}^{z-98}_tD_{98}$$

kde:

${}_{\tau+1}P_{100+}$  je koncový stav obyvatelstva roku  $t$  v dokončeném věku 100 a více let,

${}_{\tau}P_{99+}$  je koncový stav obyvatelstva roku  $t - 1$  (resp. počáteční stav obyvatelstva roku  $t$ ) v dokončeném věku 99 a více let,

${}_tD_{99+}$  je počet zemřelých v dokončeném věku 99 a více let v roce  $t$

${}^{z-98}_tD_{98}$  je počet zemřelých v dokončeném věku 98 let v roce  $t$ , kteří se narodili v generaci  $z - 98$ ; jde o zemřelé v horním elementárním souboru událostí.

Věky, které jsou ve vzorci v dolních indexech uvedeny, jsou v podstatě ilustrativní, takto platily pouze pro roky 1881 a 1891, pro zbylé dva roky bylo třeba je uzpůsobit datům.

Ani pro věk 0 let nebyl použit stejný vzorec k získání koncového stavu obyvatelstva, pro něj se totiž vycházelo z údajů za živě narozené v analyzovaných letech podle následujícího vzorce:

$$(7) \quad {}_{\tau+1}P_0 = {}_tN^v - {}_tD_0$$

kde:

- ${}_{\tau+1}P_0$  je koncový stav obyvatelstva roku  $t$  v dokončeném věku  $0$  let,  
 ${}_tN^v$  je počet živě narozených v roce  $t$ ,  
 ${}_t^zD_0$  je počet zemřelých v dokončeném věku  $0$  let v roce  $t$ , kteří se narodili v generaci  $z$ ;  
 jedná se o dolní elementární soubor událostí.

Je potřeba zdůraznit, že všechny uvedené odhady koncového stavu obyvatelstva vycházejí z předpokladu rovnoměrného rození i vymírání v průběhu kalendářního času i věku a nezahrnují migraci obyvatelstva. Po získání odhadů koncových stavů let, které následovaly po sčítání lidu, již bylo možné spočítat střední stav obyvatelstva zprůměrováním koncových stavů dostupných z jednotlivých sčítání lidu s těmi odhadnutými, a to podle vzorce:

$$(8) \quad {}_{1.7.t}P_x = \frac{{}_tP_x + {}_{\tau+1}P_x}{2}$$

kde:

- ${}_{1.7.t}P_x$  je střední stav obyvatelstva roku  $t$  v dokončeném věku  $x$ ,  
 ${}_tP_x$  je koncový stav obyvatelstva roku  $t - 1$  (resp. počáteční stav obyvatelstva roku  $t$ ) v dokončeném věku  $x$ ,  
 ${}_{\tau+1}P_x$  je koncový stav obyvatelstva roku  $t$  v dokončeném věku  $x$ .

V některých případech se v datech v nejvyšších věcích objevil nesoulad mezi počtem zemřelých v určitém dokončeném věku a velikostí žijící populace téhož stáří, která byla menší než počet zemřelých. To vedlo k situaci, že výsledek odhadu koncového stavu obyvatelstva spadl do záporných hodnot. Tento problém byl vyřešen ručním přepsáním záporných čísel na 0, aby výpočet středního stavu obyvatelstva, který byl následně proveden, nebyl podhodnocen. Jednalo se o logickou úpravu vycházející z faktu, že velikost populace nemůže být záporná. Počet zemřelých zpětně upravován nebyl.

### 2.1.2 Analýza úmrtnosti

Jakmile byl získán odhad středního stavu populace, bylo možné přikročit k samotným výpočtům ukazatelů úmrtnosti. Prvním z nich byla hrubá míra úmrtnosti ( $hmú$ ), resp. přímo standardizovaná hrubá míra úmrtnosti ( ${}^{pst}hmú$ ), která patří mezi základní ukazatele sloužící ke zhodnocení úmrtnostních poměrů. Její výše a případný pokles vypovídají především o soudobém stupni rozvoje dané společnosti (Pavlík, Rychtaříková a Šubrtová, 1986, s. 134). Hrubá míra úmrtnosti dává do poměru počet zemřelých na 1 000 obyvatel středního stavu v určitém kalendářním roce, jak znázorňuje následující rovnice:

$$(9) \quad hmú = \sum \frac{D_x}{{}_{1.7.t}P_x} \times 1000$$

kde:

- $D_x$  je počet zemřelých v dokončeném věku  $x$ ,  
 ${}_{1.7.t}P_x$  je střední stav obyvatelstva v dokončeném věku  $x$ .

Hrubá míra úmrtnosti byla použita pro provedenou metodu dekompozice navrženou Evelyn M. Kitagawou, která bude popsána níže.

Pro populace s nižšími hodnotami tohoto ukazatele ale přestává mít jeho výše vypovídací schopnost, a to především v mezinárodním srovnání. Příčinou toho je, že se v jeho úrovni promítá věková struktura zkoumaných populací, která může mít např. vyšší podíl starších osob a tím může nepříznivě hrubou míru úmrtnosti ovlivnit. Toto se týká především společností, které již prošly demografickou revolucí (Kalibová, 2002, s. 21). Ačkoli země zkoumané v této práci ještě neměly ve sledovaném období ukončenou demografickou revoluci, mezi jejich věkovými strukturami byly jisté rozdíly (bude popsáno níže v podkapitole *Územní a časové vymezení*). Z toho důvodu byla pro eliminaci jejich vlivu na hodnoty hmú pro srovnání zemí počítána přímo standardizovaná míra úmrtnosti podle vzorce:

$$(10) \quad {}^{pst}hmú = \sum \acute{u}_x \times \frac{{}_{1.7}P_x^{st}}{{}_{1.7}P^{st}} \times 1000$$

kde:

${}_{1.7}P_x^{st}$  je počet obyvatel středního stavu populace zvolené za standard v dokončeném věku  $x$ ,

${}_{1.7}P^{st}$  je celkový počet obyvatel středního stavu populace zvolené za standard.

$\acute{u}_x$  je specifická míra úmrtnosti v dokončeném věku  $x$  srovnávané populace, a je počítána podle vzorce:

$$(11) \quad \acute{u}_x = \frac{D_x}{{}_{1.7}P_x}$$

kde:

$D_x$  je počet zemřelých v dokončeném věku  $x$ ,

${}_{1.7}P_x$  je střední stav obyvatelstva v dokončeném věku  $x$ .

Výpočet byl proveden s využitím specifických měr úmrtnosti pro 5leté věkové skupiny s výjimkou věku 0 a 1–4 let, které byly rozděleny, stejně jako v případě nestandardizované míry úmrtnosti. Co se týče volby standardu, jedná se o subjektivní rozhodnutí, které může významně výsledky ovlivnit (Pavlik, Rychtaříková a Šubrtová, 1986, s. 115). Pro úplnou srovnatelnost výsledků mezi zeměmi a zároveň mezi roky byl zvolen jeden standard, kterým byl prostý průměr věkových struktur celého Předlitavska všech čtyř zkoumaných let. Přímou standardizovanou hrubou míru úmrtnosti byla počítána pro obě pohlaví dohromady i za muže a ženy zvlášť.

Výpočet standardizované míry úmrtnosti byl doplněn dekompoziční metodou, kterou navrhla Evelyn M. Kitagawa. Danou metodou je dekompozice rozdílu mezi dvěma ukazateli, v tomto případě tedy rozdílu dvou hrubých měr úmrtnosti. Podstatou tohoto dekompozičního postupu je zjištění, jakou měrou a které komponenty ovlivňující hodnotu hrubé míry úmrtnosti k rozdílu přispívají. Cílem metody je také vysvětlení tohoto rozdílu z hlediska specifických měr úmrtnosti (resp. zkoumaného demografického procesu) a struktury zkoumaných populací (Kitagawa, 1955, s. 1168–1169). Kitagawa zmiňuje možnost zahrnout do dekompozice vícero faktorů, podle kterých jsou data tříděna, v této práci však byla použita dekompozice pouze



s jedním faktorem, kterým byl věk. Pro obě pohlaví byl výpočet proveden vždy zvlášť, přičemž porovnávány byly hrubé míry úmrtnosti vždy ve dvou po sobě jdoucích analyzovaných letech.

Komponenty, na které lze rozdíl hrubých měr rozložit, mohou být dvě nebo tři. První komponenta v obou případech vyjadřuje změnu struktury populace při nezměněných specifických mírách, druhá udává efekt změny ve specifických mírách při nezměněné struktuře, a v případě rozkladu na tři komponenty je třetí složkou interakce předchozích dvou. Z uvedeného vyplývá, že i tato metoda je založena na standardizaci, kdy standardem je průměr specifických měr obou populací i průměr struktur podle daného faktoru obou populací (Kitagawa, 1955, s. 1178). Pro účely této práce byla počítána dekompozice na tři komponenty vycházející ze vzorce (Kitagawa, 1955, s. 1183, značení upraveno autorkou a přizpůsobeno porovnání hrubých měr úmrtnosti):

$$(12) \quad \text{hm}^A - \text{hm}^B = \sum_x \dot{u}_x^B \times \left( \frac{p_x^A}{p^A} - \frac{p_x^B}{p^B} \right) + \sum_x \frac{p_x^B}{p^B} \times (\dot{u}_x^A - \dot{u}_x^B) + \\ + \sum_x (\dot{u}_x^A - \dot{u}_x^B) \times \left( \frac{p_x^A}{p^A} - \frac{p_x^B}{p^B} \right)$$

kde:

$\text{hm}^A, \text{hm}^B$  je hrubá míra úmrtnosti populace A a populace B,

$\dot{u}_x^A, \dot{u}_x^B$  je věkově specifická míra úmrtnosti ve věkové skupině  $x$  populace A a populace B,

$p_x^A, p_x^B$  je počet obyvatel ve věkové skupině  $x$  v populaci A a populaci B,

$p^A, p^B$  je celkový počet obyvatel populace A a populace B.

První člen uvedeného vzorce vyjadřuje efekt změny struktury, druhý efekt změny intenzity a třetí člen efekt interakce. Dekomponován byl rozdíl dvou hrubých měr úmrtnosti, jak už bylo řečeno, pro obě pohlaví zvlášť pro jednotlivé země ve dvou po sobě jdoucích analyzovaných letech, přičemž rozdíl byl získán odečtením  $\text{hm}$  roku pozdějšího od  $\text{hm}$  roku dřívějšího.

Kromě hrubé míry úmrtnosti je dalším významným ukazatelem charakterizujícím životní úroveň určité populace kojenecká úmrtnost, resp. kvocient kojenecké úmrtnosti ( $kú$ ), který má charakter pravděpodobnosti. Tento ukazatel byl počítán pro obě pohlaví dohromady i zvlášť podle následujícího vzorce:

$$(13) \quad kú = \frac{D_0}{N^v} \times 1000$$

kde:

$D_0$  je počet zemřelých v dokončeném věku 0 let,

$N^v$  je počet živě narozených.

Další výpočty sloužící k rozboru úmrtnostních poměrů se týkaly úmrtnostních tabulek popisujících řád vymírání zkoumané populace. Pro účely této práce byly počítány zkrácené transverzální úmrtnostní tabulky, které pracují s fiktivní kohortou složenou z jedinců žijících ve sledovaných letech a pocházejících z různých generací (Pavlík, Rychtaříková a Šubrtová, 1986, s. 186). Zkrácené úmrtnostní tabulky byly zvoleny s ohledem na datovou základnu, jelikož

zkoumané populace jednotlivých zemí nebyly příliš početné a navíc, jak bude přiblíženo níže, byla ve věkové struktuře pro žijící obyvatelstvo i zemřelé zjištěna značná preference některých číslíc věku. Tabulky byly počítány pro 5leté věkové skupiny s výjimkou dětského věku, ve kterém byl řád vymírání zkoumán pro věky 0 a 1–4 let zvlášť. Posledním věkovým intervalem byl zvolen otevřený interval 90+ let v závislosti na možnosti samotného provedení výpočtů, ale také vyhnutí se značně zkresleným výsledkům vlivem malé žijící populace nebo nízkého počtu zemřelých ve vyšších věcích. Tabulky byly pro jednotlivé země vytvořeny zvlášť pro muže a ženy.

Konstrukce úmrtnostních tabulek vychází z výpočtu pravděpodobnosti úmrtí mezi přesnými věky  $\xi$  a  $\xi+n$  ( $q_\xi$ ), která umožňuje přechod od reálné populace k fiktivní (Pavlík, Rychtaříková a Šubrtová, 1986, s. 175). Právě to, že úmrtnostní tabulky počítají s fiktivní populací a nejsou tudíž ovlivněny věkovou strukturou reálných populací, umožňuje jejich použití pro mezinárodní srovnání úmrtnostních poměrů (Pavlík, Rychtaříková a Šubrtová, 1986, s. 175 a 201). Pravděpodobnost úmrtí lze určit buď metodou přímou, nebo nepřímou. Pro metodu přímou je potřeba mít data za zemřelé tříděná podle elementárních souborů demografické sítě, která byla pro rok 1881 a 1891 získána výpočtem uvedeným výše a pro roky 1901 a 1911 byla dostupná přímo z pramenů dat, nicméně konstrukce zkrácených úmrtnostních tabulek v této práci vycházela z metody nepřímé. Nepřímých metod výpočtu je více, použita byla následující:

$$(14) \quad q_\xi = 1 - e^{n(-\dot{u}_x)}$$

kde:

- $n$  je šířka věkového intervalu,
- $e$  je základ přirozeného logaritmu,
- $\dot{u}_x$  je specifická míra úmrtnosti ve věku  $x$ .

Uvedený vzorec byl uplatněn pro získání pravděpodobnosti úmrtí mezi přesnými věky všech věkových skupin s výjimkou kojeneckého věku, jehož pravděpodobnost úmrtí byla rovna kvocientu kojenecké úmrtnosti popsanému výše, a posledního věkového intervalu 90 a více let, pro který byla rovna 1 (tedy pravděpodobnosti, že ve věkovém intervalu 90 a více let zemřou všichni).

Z pravděpodobnosti úmrtí vychází výpočet dalšího tabulkového ukazatele, kterým je počet dožívajících se přesného věku  $\xi$  ( $l_\xi$ ). Počet narozených v tabulkové populaci ( $l_0$ ), tzv. kořen tabulky, se nepočítá a bývá pevně určen jako mocnina 10 (Pavlík, Rychtaříková a Šubrtová, 1986, s. 176), pro tuto práci byl roven 100 000. Tabulková populace dožívajících se přesného věku  $\xi+n$  byla určena pomocí vzorce:

$$(15) \quad l_{\xi+n} = l_\xi \times (1 - q_\xi)$$

kde:

- $q_\xi$  je pravděpodobnost úmrtí mezi přesnými věky  $\xi$  a  $\xi+n$ .

Řád vymírání tabulkové populace je vystižen tabulkovým počtem zemřelých v dokončeném věku  $x$  ( $d_x$ ), pro který platí vztah:

$$(16) \quad d_x = l_\xi \times q_\xi$$

kde:

$l_\xi$  je tabulkový počet dožívajících se přesného věku  $\xi$ ,

$q_\xi$  je pravděpodobnost úmrtí mezi přesnými věky  $\xi$  a  $\xi+n$ .

Pro poslední otevřený věkový interval je tabulkový počet zemřelých ( $d_{x+}$ ) počítán podle odlišného vzorce:

$$(17) \quad d_{x+} = l_{\xi+}$$

kde:

$l_{\xi+}$  je tabulkový počet dožívajících se přesného věku začátku posledního otevřeného intervalu.

Tabulková populace se dá rozlišit, podobně jako reálná, na populaci dožívajících se přesného věku  $\xi$ , která byla popsána výše, a na populaci žijících v dokončeném věku  $x$  ( $l_x$ ). Výpočet této tabulkové charakteristiky vychází z předpokladu rovnoměrného rozložení zemřelých během roku a je počítán podle vzorce (Pavlík, Rychtaříková a Šubrtová, 1986, s. 178):

$$(18) \quad l_x = \frac{l_\xi + l_{\xi+n}}{2} \times n$$

kde:

$l_\xi$  je tabulkový počet dožívajících se přesného věku  $\xi$ ,

$l_{\xi+n}$  je tabulkový počet dožívajících se přesného věku  $\xi+n$ ,

$n$  je šířka věkového intervalu.

Protože ale z uvedeného předpokladu nelze vycházet pro kojenecký věk, tabulková populace žijících v dokončeném věku 0 let ( $l_0$ ) byla získána za pomoci korekčního koeficientu ( $k$ ; značení upraveno autorkou), kterým je násoben tabulkový počet zemřelých v dokončeném věku 0 let ( $d_0$ ). Tento koeficient je určen jako podíl zemřelých v prvních šesti měsících života z celkového počtu zemřelých během prvního roku života (Pavlík, Rychtaříková a Šubrtová, 1986, s. 178 a 182). Tento podíl, specifický pro danou zemi a pohlaví v příslušném roce, byl dostupný z dat. Tabulkový počet žijících v dokončeném věku 0 let byl tedy získán podle vzorce (Pavlík, Rychtaříková a Šubrtová, 1986, s. 178):

$$(19) \quad l_0 = l_{0'} - (k \times d_0)$$

kde:

$l_{0'}$  je tabulkový počet dožívajících se přesného věku 0 let,

$d_0$  je tabulkový počet zemřelých v dokončeném věku 0 let,

$k$  je korekční koeficient.

Pro tabulkový počet žijících v posledním věkovém intervalu ( $l_{x+}$ ) byl použit také odlišný výpočet:

$$(20) \quad l_{x+} = \frac{d_{x+}}{u_{x+}}$$

kde:

$d_{x+}$  je tabulkový počet zemřelých v posledním věkovém otevřeném intervalu,

$u_{x+}$  je míra úmrtnosti v posledním věkovém otevřeném intervalu.

Výslednou, velice významnou charakteristikou úmrtnostní tabulky, která byla zjišťována, byla střední délka života neboli naděje dožití v přesném věku  $\xi$  ( $e_{\xi}$ ) sloužící pro zhodnocení úrovně úmrtnosti dané populace. Naděje dožití vyjadřuje průměrný počet let, který zbývá osobě ve věku  $\xi$  k dožití, a platí pro ni vztah:

$$(21) \quad e_{\xi} = \frac{t_x}{l_{\xi}^t}$$

kde:

$t_x$  je pomocný ukazatel (počet tzv. člověkolet) získaný načítáním tabulkového počtu žijících v dokončeném věku  $x$  od nejvyšší věkové skupiny a představující počet let, které osoby v určitém dokončeném věku  $x$  prožijí v jednom kalendářním roce (Kalibová, 2002, s. 25).

Při srovnávání demografických ukazatelů mezi různými populacemi je důležité nejen zachytit samotnou hodnotu daného ukazatele, ale také porozumět, které komponenty ho ovlivňují a vedou k jeho případnému rozdílu. K takovému účelu slouží různé dekompoziční metody, z nichž jedna už byla výše popsána. Kromě metody Evelyn M. Kitagawy však byly použity ještě dvě, konkrétně metoda Eduarda E. Arriagy (1984) a Rolanda Pressata (1985), z nichž obě dekomponují rozdíl dvou středních délek života. Stejně jako v případě využití metody Kitagawy byly porovnávány populace jednotlivých zemí mezi dvěma po sobě jdoucími analyzovanými roky (nebyly tedy rozkládány rozdíly tohoto ukazatele mezi zeměmi) pro obě pohlaví zvlášť.

Metoda Arriagy spočívá v rozkladu celkového rozdílu naděje dožití na příspěvky ke změně intenzity úmrtnosti jednotlivých věkových skupin k tomuto rozdílu. Ten může být mezi střední délkou života v kterémkoli věku, nejen při narození, přičemž tento věk, k němuž je rozdíl naděje dožití dekomponován, Arriaga označuje jako věk  $a$ . Podle této metody lze změnu střední délky života rozložit na tři efekty, kterými jsou přímý efekt ( $DE$ ), nepřímý efekt ( $IE$ ) a efekt interakce ( $I$ ). První z těchto efektů, přímý, vyjadřuje změnu počtu prožitých let kohortou osob mezi věky  $x$  a  $x+n$  vzniklou vlivem změny intenzity úmrtnosti ve stejném věkovém intervalu (Arriaga, 1984, s. 87). Jeho výpočet je následující (Arriaga, 1984, s. 87–88; značení indexů upraveno autorkou pro zachování jednoty napříč touto kapitolou):

$$(22) \quad {}_nDE_x = \frac{l_{\xi}^t}{l_a^t} \times \left( {}_n e_{\xi}^{t+i} - {}_n e_{\xi}^t \right) = \frac{l_{\xi}^t}{l_a^t} \times \left( \frac{t_x^{t+i} - t_{x+n}^{t+i}}{l_{\xi}^{t+i}} - \frac{t_x^t - t_{x+n}^t}{l_{\xi}^t} \right)$$

kde:

- $l_{\xi}^t, l_{\xi}^{t+i}$  je počet dožívajících se přesného věku  $\xi$  v počátečním roce  $t$  a v roce  $t+i$ ,  
 $l_a^t$  je počet dožívajících se přesného věku  $a$  v počátečním roce  $t$ , v případě této práce je jím věk 0 let,  
 ${}_n e_{\xi}^t, {}_n e_{\xi}^{t+i}$  je intervalová délka života mezi přesnými věky  $\xi$  a  $\xi+n$  v počátečním roce  $t$  a v roce  $t+i$ ,  
 $t_x^t, t_x^{t+i}$  je počet člověkolet v dokončeném věku  $x$  v počátečním roce  $t$  a v roce  $t+i$ ,  
 $t_{x+n}^t, t_{x+n}^{t+i}$  je počet člověkolet v dokončeném věku  $x+n$  v počátečním roce  $t$  a v roce  $t+i$ .

Intervalová délka života, která v tomto vzorci figuruje, vyjadřuje průměrný počet let, který skupina osob dožívající se počátku věkového intervalu  $\xi, \xi+n$  prožije během tohoto intervalu (Arriaga, 1984, s. 84). Rozdíl v počtu prožitých let je tedy určen pomocí rozdílu dvou intervalových délek života vynásobeného počtem dožívajících se přesného věku  $\xi$ . Vydělí-li se výsledek tohoto postupu počtem dožívajících se přesného věku zvoleného za výchozí, získá se tím hodnota přímého efektu (Arriaga, 1984, s. 87–88).

Pro poslední věkovou skupinu byl přímý efekt získán na základě vzorce využívajícího naděje dožití, nikoli intervalovou délku života (Arriaga, 1984, s. 89, značení upraveno autorkou):

$$(23) \quad DE_{x+} = \frac{l_{\xi}^t}{l_a^t} \times (e_{\xi}^{t+i} - e_{\xi}^t)$$

kde:

- $l_{\xi}^t$  je počet dožívajících se přesného věku  $\xi$  v počátečním roce  $t$ ,  
 $l_a^t$  je počet dožívajících se přesného věku  $a$  v počátečním roce  $t$ , v případě této práce je jím věk 0 let,  
 $e_{\xi}^t, e_{\xi}^{t+i}$  je naděje dožití v přesném věku  $\xi$  v počátečním roce  $t$  a v roce  $t+i$ .

Nepřímý efekt, stejně jako přímý, vychází ze změny intenzity úmrtnosti v určitém věkovém intervalu, nicméně je založen na změně počtu osob dožívajících se konce věkového intervalu  $\xi, \xi+n$ , který z této změny úmrtnosti vyplývá. Nepřímým je efekt proto, že se vliv změny počtu těchto osob projeví až v následujících věkových skupinách, nikoli tedy přímo ve zkoumaném věkovém intervalu (Arriaga, 1984, s. 87–89). Tento efekt byl počítán podle vzorce (tamtéž, značení upraveno autorkou):

$$(24) \quad {}_n IE_x = \frac{t_{x+n}^t}{l_a^t} \times \left( \frac{l_{\xi}^t \times l_{\xi+n}^{t+i}}{l_{\xi+n}^t \times l_{\xi}^{t+i}} - 1 \right)$$

kde:

- $l_{\xi+n}^t, l_{\xi+n}^{t+i}$  je počet dožívajících se přesného věku  $\xi+n$  v počátečním roce  $t$  a v roce  $t+i$ ,  
 $l_a^t$  je počet dožívajících se přesného věku  $a$  v počátečním roce  $t$ , v případě této práce je jím věk 0 let,  
 $t_{x+n}^t$  je počet člověkolet v dokončeném věku  $x+n$  v počátečním roce  $t$ .

Třetím efektem v Arriagově dekompoziční metodě je efekt interakce, který, na rozdíl od předchozích dvou, nemůže být připsán žádné konkrétní věkové skupině, a je tedy přisuzován změně úmrtnosti ve všech věkových skupinách (Arriaga, 1984, s. 89). Tento efekt je roven rozdílu mezi dvěma komponentami, z nichž první (*OE*) vychází ze změny počtu let života, která je důsledkem toho, že změněný počet osob dožívajících se konce věkového intervalu  $\zeta$ ,  $\zeta+n$  bude dále žít za působení nových úmrtnostních podmínek než těch před změnou úmrtnosti (tamtéž). Tuto komponentu lze počítat podle vzorce (značení upraveno autorkou):

$$(25) \quad {}_nOE_x = \frac{t_{x+n}^{t+i}}{l_a^t} \times \left( \frac{l_{\zeta}^t}{l_{\zeta}^{t+i}} - \frac{l_{\zeta+n}^t}{l_{\zeta+n}^{t+i}} \right)$$

kde:

$l_a^t$  je počet dožívajících se přesného věku  $a$  v počátečním roce  $t$ , v případě této práce je jím věk 0 let,

$l_{\zeta}^t, l_{\zeta}^{t+i}$  je počet dožívajících se přesného věku  $\zeta$  v počátečním roce  $t$  a v roce  $t+i$ ,

$l_{\zeta+n}^t, l_{\zeta+n}^{t+i}$  je počet dožívajících se přesného věku  $\zeta+n$  v počátečním roce  $t$  a v roce  $t+i$ ,

$t_{x+n}^{t+i}$  je počet človolet v dokončeném věku  $x+n$  v roce  $t+i$ .

Druhou komponentou efektu interakce je nepřímý efekt, který byl popsán výše. Interakci lze určit pomocí vzorce (Arriaga, 1984, s. 89, značení upraveno autorkou):

$$(26) \quad {}_nI_x = {}_nOE_x - {}_nIE_x$$

Pro poslední otevřený věkový interval není počítán přímý efekt, a tudíž ani efekt interakce, protože pro tuto věkovou skupinu neexistují (Arriaga, 1984, s. 89). Věkové skupiny, pro které byla tato dekompozice provedena, byly 0–14 let, 15–59 let a 60 a více let.

Poslední použitou dekompoziční metodu navrhl Roland Pressat (1985), přičemž její podstatou je výpočet příspěvku jednotlivých věkových skupin ke změně hodnoty naděje dožití při narození ( $\Delta_{x, x+n}$ ). Získaný příspěvek vyjadřuje, kolika roky daná věková skupina k tomuto rozdílu přispěla a odráží změnu úmrtnostních poměrů téhož věkového intervalu. Na rozdíl od předchozí metody tedy není výsledkem rozklad na různé efekty. Pro výpočet byl použit následující vzorec (Pressat, 1985, s. 766–768, značení upraveno autorkou):

$$(27) \quad \Delta_{x, x+n} = (e_{\zeta}^A - e_{\zeta}^B) \times \frac{l_{\zeta}^A + l_{\zeta}^B}{2 \times l_0} - (e_{\zeta+n}^A - e_{\zeta+n}^B) \times \frac{l_{\zeta+n}^A + l_{\zeta+n}^B}{2 \times l_0}$$

kde:

$e_{\zeta}^A, e_{\zeta}^B$  je naděje dožití v přesném věku  $\zeta$  populace  $A$  a populace  $B$ ,

$e_{\zeta+n}^A, e_{\zeta+n}^B$  je naděje dožití v přesném věku  $\zeta, \zeta+n$  populace  $A$  a populace  $B$ ,

$l_{\zeta}^A, l_{\zeta}^B$  je počet dožívajících se přesného věku  $\zeta$  populace  $A$  a  $B$ ,

$l_{\zeta+n}^A, l_{\zeta+n}^B$  je počet dožívajících se přesného věku  $\zeta+n$  populace  $A$  a  $B$ .

Výpočet příspěvků věkových skupin k rozdílu dvou hodnot naděje dožití byl počítán odděleně pro obě pohlaví, přičemž stejně jako v případě metody Kitagawy i Arriagy byla dekompozice

provedena pro rozdíl hodnot naděje dožití jednotlivých zemí mezi po sobě jdoucími sledovanými roky, nikoli mezi zeměmi samotnými. Populaci A byla v tomto případě populace dané země v roce pozdějším a B byla populace stejné země v roce dřívějším.

## 2.2 Územní a časové vymezení

Období, na které se zaměřuje tato práce, pokrývá závěr 19. a začátek 20. století a je charakterizováno čtyřmi analyzovanými roky – 1881, 1891, 1901 a 1911. Tyto roky byly zvoleny v závislosti na provedených sčítáních lidu, která se konala vždy k 31. 12. roku končícího „0“, v tomto případě tedy v letech 1880, 1890, 1900 a 1910. Věková a pohlavní struktura jednotlivých zkoumaných zemí z těchto sčítání byla díky datu konání brána jako počáteční stav obyvatelstva roku následujícího, který byl analyzován.

Data byla získána za jednotlivé země rakouské části Rakousko-Uherska vzniklého v roce 1867 při rakousko-uherském vyrovnání. Tato část v tehdejší vymezení bývá označována jako Rakousko nebo také Předlitavsko, které bylo od uherské části, Zalitavska, odděleno řekou Litavou. Zemí, které patřily k Předlitavsku, bylo celkem sedmnáct (v závorkách jsou uvedeny zkratky používané pro jednotlivé země v grafech a tabulkách): Dolní Rakousy (DR), Horní Rakousy (HR), Salcbursko (SA), Štýrsko (ŠT), Korutany (KO), Kraňsko (KR), město Terst s přilehlým územím (dále jen Terst; TE), Gorice a Gradiška (GG), Istrie (IS), Tyrolsko (TY), Vorarlbersko (VOR), Čechy (ČE), Morava (MO), Slezsko (SL), Halič (HA), Bukovina (BU) a Dalmácie (DA), přičemž uvedené názvy jsou pouze zkrácené verze oficiálních názvů těchto zemí. Všechny popisované země jsou vymezeny v rámci jejich tehdejších hranic, které se mezi sledovanými roky podle zkoumaných pramenů nelišily<sup>2</sup>.

Trojice zemí Terst, Gorice a Gradiška a Istrie byly z důvodu jejich malé populace (bude popsáno níže) spojeny do jednoho území, které se nazývá rakouské Přímoří (v grafech a tabulkách je pro toto území používána zkratka PŘ), úmrtnostní poměry tak byly analyzovány souhrnně pro toto území. Naopak Vídeň (značena zkratkou V), která byla součástí Dolních Rakous (pro území Dolních Rakous bez Vídně je užívána zkratka DR b. V), byla zkoumána v letech 1881, 1901 a 1911 (tedy v závislosti na dostupnosti dat) zvláště z důvodu její odlišné věkové struktury i životních podmínek, které úroveň úmrtnosti mohly ovlivnit. Při snaze určit možné příčiny rozdílů nebo podobností v úmrtnostních poměrech jednotlivých zemí bylo v této práci vycházeno z jisté generalizace sociálních, ale především hospodářských podmínek jednotlivých zemí, ačkoli daná území nebyla v těchto aspektech homogenní.

### 2.2.1 Celkový počet obyvatel

Mezi jednotlivými zeměmi Předlitavska byly značné rozdíly ve velikosti území i početnosti obyvatelstva, proto se různou měrou podílely na celkových úmrtnostních poměrech celého Předlitavska, které mělo k 31. 12. 1880 celkem 22 144 244 obyvatel a k poslednímu rakouskému sčítání 28 570 800 obyvatel (tab. 2). Nejméně obyvatel mělo ve všech analyzovaných letech Vorarlbersko (k 31. 12. 1880 přes 107 tisíc, k 31. 12. 1910 přes 145 tisíc), jehož podíl na

<sup>2</sup> Viz např. mapa *Habsburská říše v letech 1796–1918*, kterou lze najít v díle *Mezi Vídní a Cařihradem: 1. Utváření balkánských národů* (Rychlík a kol., 2009)

celkovém počtu obyvatel byl vždy okolo 0,5 %. Necelý 1% podíl na populaci Předlitavska měly dále kromě Vorarlberska ve všech sledovaných letech i Terst, Salcbursko a Gorice a Gradiška. Naopak nejlidnatější zemí byla Halič (k 31. 12. 1880 téměř 6 milionů obyvatel, k 31. 12. 1910 málo přes 8 milionů), která přispívala počtem obyvatel do celku zhruba 27,0 %. Okolo čtvrtiny obyvatel Předlitavska registrovaly Čechy, které byly druhé nejpočetnější a spolu s Haličí tak měly více než polovinu veškerého obyvatelstva Předlitavska.

**Tab. 2: Celkový počet obyvatel podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1880 a 31. 12. 1910**

Země	1880				1910			
	muži	ženy	celkem	% z celého Předlitavska	muži	ženy	celkem	% z celého Předlitavska
Přímořské země								
TE	70868	73976	144844	0,7	112308	117202	229510	0,8
IS	151536	140470	292006	1,3	211577	192709	404286	1,4
GG	106696	104388	211084	1,0	132953	127796	260749	0,9
PŘ	329100	318834	647934	2,9	456838	437707	894545	3,1
DA	239631	236470	476101	2,1	322642	322962	645604	2,3
Alpské země								
V	352949	373156	726105	3,3	973640	1057781	2031421	7,1
DR b. V	798162	806354	1604516	7,2	752670	747483	1500153	5,3
DR	1151111	1179510	2330621	10,5	1726310	1805264	3531574	12,4
HR	374226	385394	759620	3,4	422679	430296	852975	3,0
SA	80780	82790	163570	0,7	107658	107079	214737	0,8
ŠT	599748	613849	1213597	5,5	719870	724260	1444130	5,1
KO	170136	178594	348730	1,6	198253	197975	396228	1,4
KR	229816	251427	481243	2,2	250426	275499	525925	1,8
TY	397429	407747	805176	3,6	475453	471160	946613	3,3
VOR	52275	55098	107373	0,5	72271	73137	145408	0,5
České země								
ČE	2677932	2882887	5560819	25,1	3307198	3462039	6769237	23,7
MO	1028445	1124962	2153407	9,7	1269399	1352825	2622224	9,2
SL	268171	297304	565475	2,6	370112	386837	756949	2,6
Karpatské země								
HA	2934595	3024312	5958907	26,9	3937092	4087432	8024524	28,1
BU	286342	285329	571671	2,6	395989	404138	800127	2,8
Předlitavsko	10819737	11324507	22144244	100,0	14032190	14538610	28570800	100,0

**Pozn.:** Kurzívou jsou označeny země skládající se z menších územních celků uvedených nad nimi

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882 a 1914; vlastní výpočty



### 2.2.2 Věková struktura obyvatelstva

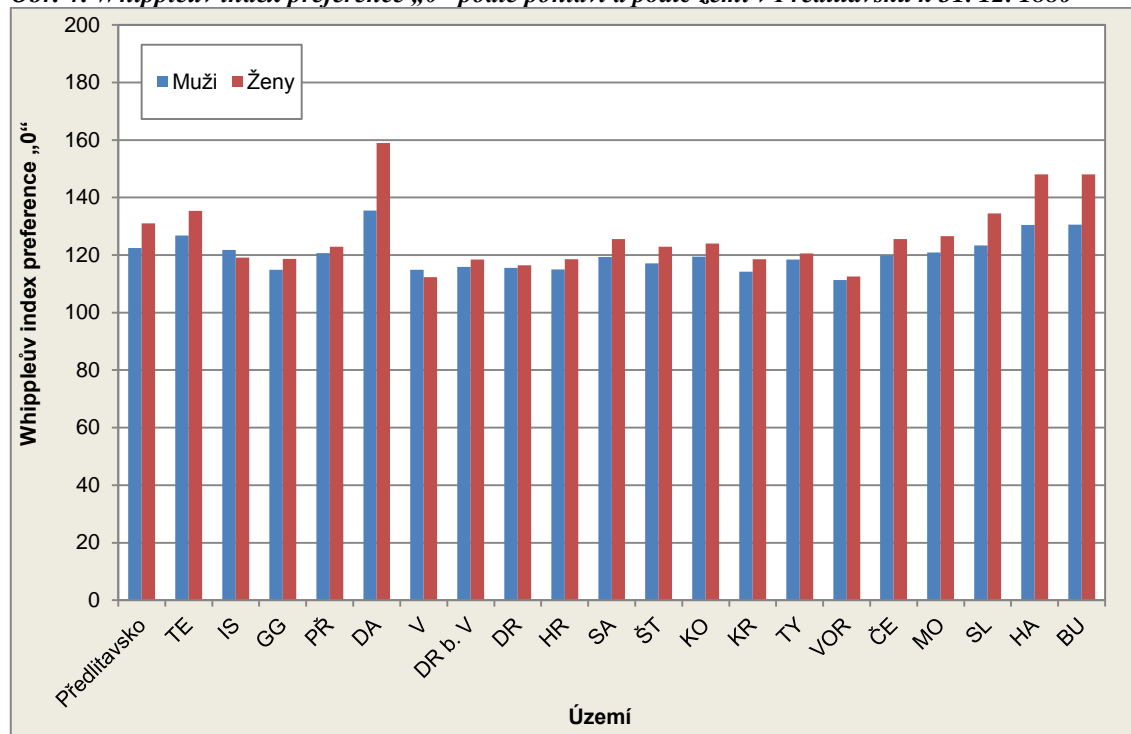
Významnou roli v analýze úmrtnostních poměrů hraje věková struktura, která je značně ovlivňuje. Mezi zeměmi však byly ve věkové a pohlavní skladbě obyvatel pozorovány určité rozdíly a nepravidelnosti. Vídeň, která byla součástí Dolních Rakous, a za kterou byla data odděleně získána pro roky 1880, 1900 a 1910, měla ve všech těchto letech viditelně vyšší podíl osob ve věku zhruba od 15 do 29 let, především ve věku 20–24 let než v nižších věcích, a to u mužů i žen (pro rok 1890 lze předpokládat podobnou věkovou strukturu, nicméně pro tento rok nebyla data ve sčítání lidu dostupná pro Dolní Rakousy a Vídeň odděleně). Podobný Vídní byl svou věkovou skladbou obyvatel Terst, hlavně v roce 1880 a 1910. Istrie registrovala ve všech čtyřech letech vyšší podíl osob ve věku 20–24 let než 15–19 let, což se týkalo především mužů. Opačnou situaci než všechna tři zmíněná území zaznamenávalo Kraňsko, které mělo hlavně v letech 1890, 1900 a 1910 vysoké podíly dětí zhruba do 15 let věku, od kterého byl patrný nesouměrně nižší podíl mužů i žen. Ten byl v podstatě stejný v několika následujících věkových skupinách. I v některých dalších zemích byly patrné jisté nepravidelnosti, ale jednalo se o případy, které se objevily spíše výjimečně.

Na věkových pyramidách určitých zemí lze ale spatřit i jiný typ nepravidelnosti, a to vyšší podíl osob ve věcích končících „0“ (popřípadě „5“) než jinou číslicí. Nejvýrazněji se toto objevilo ve všech zkoumaných letech ve třech zemích: v Haliči, Bukovině a Dalmácii, a to u obou pohlaví. Z důvodu viditelné preference číslic byly počítány dva indexy, které tuto problematiku analyzují, a které již byly popsány v předešlé podkapitole věnující se metodice.

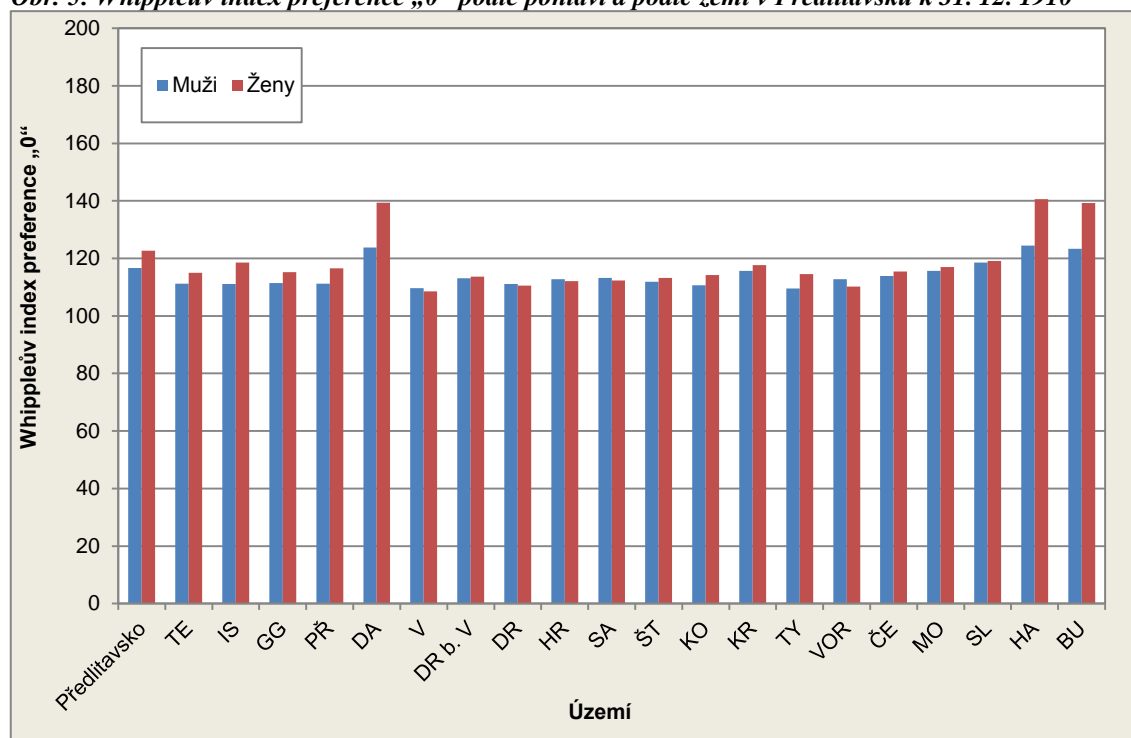
### 2.2.3 Whippleův index

Prvním z těchto indexů byl Whippleův index, který byl počítán pro preferenci „0“ samotné, ale také „0“ s „5“. Při zjišťování preference číslice 0 dosahoval index ve všech případech vyšších hodnot než při kalkulaci preference „0“ s „5“, což vedlo, až na některé výjimky, k o kategorii horšímu hodnocení věkové distribuce dat. Z toho důvodu zde bude popisován pouze první případ, tedy zjišťování upřednostňování číslice 0.

S úrovní indexu 122,4 bylo rozložení věku mužů v celém Předlitavsku v roce 1880 přibližné (obr. 4), což se nezměnilo v žádném z následujících zkoumaných let, přestože k 31. 12. 1910 již hodnota  $Wi_0$  klesla na 116,7 (obr. 5). Z hlediska srovnání zemí byly v převážné většině z nich pozorovány hodnoty indexu v rozmezí 110,0–124,9, jednalo se tedy o přibližná data, což koresponduje s hodnotami celého Předlitavska. Výjimku ovšem tvořily v letech 1880, 1890 i 1900 Halič, Bukovina a Dalmácie, jejichž  $Wi_0$  byl vyšší než 124,9, a tudíž měly z hlediska věkové skladby data hrubá. V roce 1880 byl stejným případem také Terst. Další výjimku tvořily pouze v roce 1910 Vídeň oddělená od Dolních Rakous s Tyrolskem, pro které bylo možné jejich data klasifikovat jako velmi přesná.

**Obr. 4:** Whippleův index preference „0“ podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1880

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882; vlastní výpočty

**Obr. 5:** Whippleův index preference „0“ podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1910

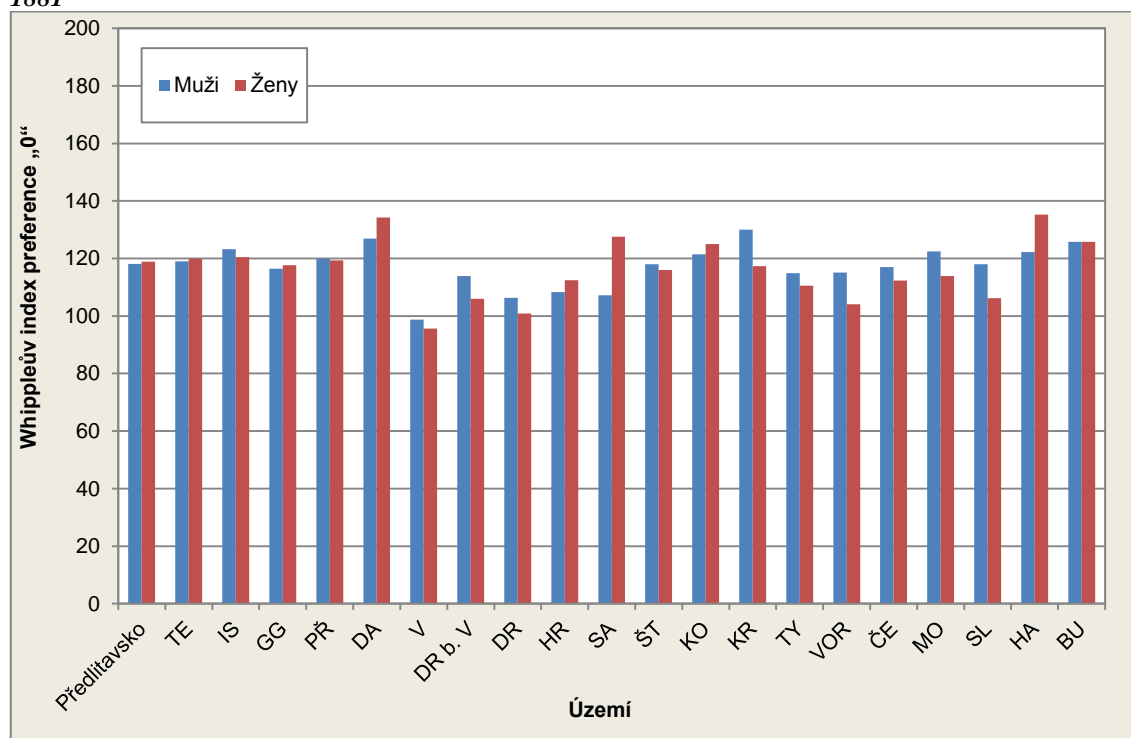
**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1914; vlastní výpočty

Věkové rozložení žen bylo ještě méně přesné než u mužů. Celé Předlitavsko v prvních třech sledovaných letech totiž registrovalo  $Wi_0$  vyšší než 125,0 (konkrétně v roce 1880 i 1890 shodně 131,0 a v roce 1900 dokonce 134,5) a mělo tak hrubou distribuci věků v datech. V roce 1910 se hodnota indexu snížila o jednu kategorii na data přibližná (obr. 5). K takto nepříznivým hodnotám přispělo v roce 1880 více zemí (obr. 4), nejvýrazněji z nich ale Dalmácie, Halič a Bukovina, spolu s těmito zeměmi byly v prvním roce analýzy hrubá data i za ženy v českých zemích, v Terstu a v Salcbursku. V dalších dvou zkoumaných letech již měla většina zemí hodnotu indexu pod úroveň 124,9, nicméně Dalmácie zaznamenala zhoršení na 177,6 v roce 1890 a dokonce na 195,5 v roce 1900, čímž bylo možné její data z hlediska věkového rozložení klasifikovat jako velmi hrubá a pozorovat výraznou preferenci číslice 0. Vyšší úroveň  $Wi_0$  než v roce 1880 registrovaly i Halič s Bukovinou, ale přesto nevzrostla ani na mezní hodnotu 175,0. Úroveň indexu těchto tří zemí se v rozpětí hodnot pro hrubá data ocitla i v roce 1910, ve kterém ostatní země registrovaly data přibližná. Stejně jako u mužů v tomto roce tvořila výjimku Vídeň oddělená od Dolních Rakous, která měla data za věk s hodnotou indexu 108,6 poměrně přesná.

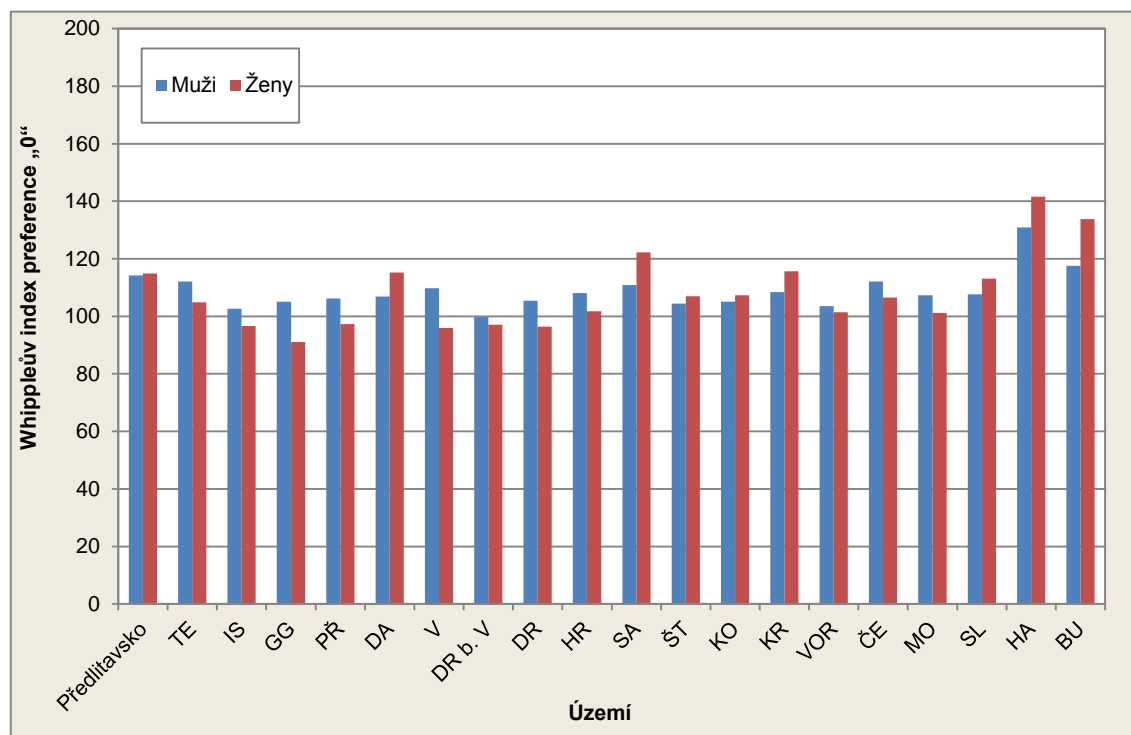
Při srovnání hodnot Whippleova indexu pro zemřelé s hodnotou pro žijící populaci lze konstatovat, že v roce 1880 resp. 1881 a 1890 resp. 1891 měla většina zemí data spadající do stejné kategorie z hlediska hodnocení distribuce dat podle věku. Ve zbylých dvou letech, 1900 resp. 1901 a 1910 resp. 1911, měla ale naopak převážná část zemí o kategorii přesnější data za zemřelé než za žijící obyvatelstvo, což platilo pro obě pohlaví.

Data za zemřelé celého Předlitavska patřila ve všech letech podle hodnoty  $Wi_0$  do kategorie přibližných dat, ačkoli jeho úroveň klesla z 121,2 v roce 1881 (obr. 6) na 114,2 v roce 1911 (obr. 7). Především v roce 1881 a 1891 měla většina zemí úroveň  $Wi$  spadající také do přibližných dat, ale některé země registrovaly data hrubá. Ve zbylých dvou letech  $Wi_0$  klesl pro většinu zemí na úroveň, díky které lze údaje za zemřelé klasifikovat jako poměrně přesné až velmi přesné. Na rozdíl od žijící populace nebyla v žádné ze zemí ani v jednom z pozorovaných let data hodnocena jako velmi hrubá. V prvních dvou letech analýzy byla velmi přesná data registrována pouze ve Vídni, v roce 1901 a 1911 i v některých dalších zemích. Naopak hrubá data byla v roce 1881 zaznamenána v trojici sousedících zemí Štýrska, Korutanech a Kraňska, ale také v Haliči. Halič, Kraňsko a Bukovina byly jediné země, které hrubá data registrovaly ve více zkoumaných letech. Důležité je zmínit, že Halič v roce 1881 a 1901, Bukovina v roce 1891 a 1901 a Dalmácie v roce 1891 měly data hrubá jak za zemřelé, tak za žijící populaci.

Hodnoty  $Wi_0$  pro zemřelé ženy v Předlitavsku byly velmi podobné jako pro muže, nicméně v roce 1881 s úrovní indexu 125,9 byla tato data hodnocena jako hrubá. Ve zbylých letech analýzy došlo ke zlepšení o jednu kategorii na data přibližná, přičemž hodnota  $Wi_0$  klesla postupně na 114,9 v roce 1911. S výsledkem, že data za zemřelé ženy byla v roce 1881 hrubá, koresponduje hodnota indexu jednotlivých zemí v tomto roce, jelikož nejčastěji byla zjištěna právě hrubá data. V roce 1891 již bylo pozorováno ve většině zemí zlepšení indexu na hodnoty spadající do kategorie přibližných dat. Do roku 1911 dokonce postupně došlo k takovému zlepšení, že nejvíce byla mezi zeměmi velmi přesná nebo poměrně přesná data za zemřelé ženy. V roce 1911 hrubá data měly pouze karpatské země Halič a Bukovina, které jako jediné nezaznamenaly v průběhu let žádné zlepšení. Dalmácie měla hrubá data v prvních třech letech, pak už pouze přibližná.

**Obr. 6:** Whippleův index preference „0“ pro zemřelé podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku v roce 1881

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1884; vlastní výpočty

**Obr. 7:** Whippleův index preference „0“ pro zemřelé podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku v roce 1911

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1913; vlastní výpočty

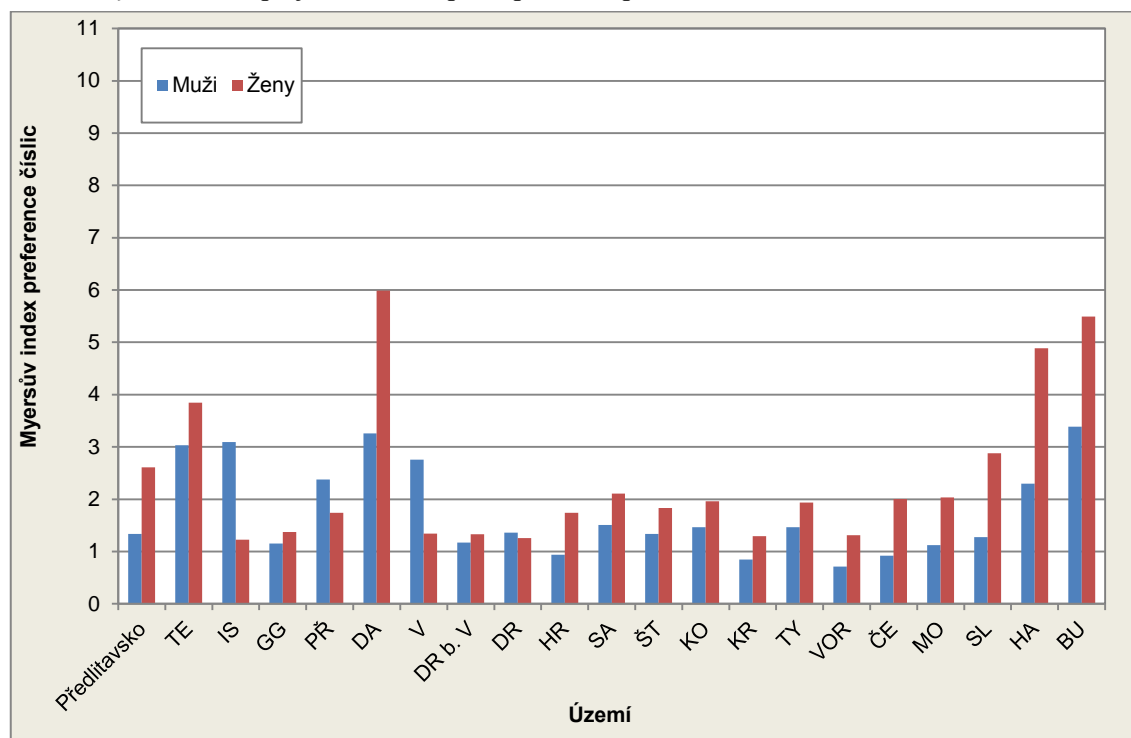
### 2.2.4 Myersův index

Whippleův index byl doplněn Myersovým indexem preference číslic, jehož výhodou je, že přímo v jednom výpočtu je zjišťováno upřednostnění všech číslic, nejen konkrétní jedné nebo dvou. Hodnoty souhrnného indexu pro muže za celé Předlitavsko se v prvních třech letech pohybovaly v rozmezí 1,2 až 1,5. V posledním roce jeho úroveň klesla pod 1,0, konkrétně na 0,8. Co se týče srovnání zemí mezi sebou, ve všech čtyřech analyzovaných letech dosahovaly nejvyšších nebo téměř nejvyšších hodnot Bukovina, Dalmácie a kromě roku 1910 i Halič. K zemím s nejvyšším  $M_i$  ale patřily v roce 1880 i Terst a Istrie (obr. 8), pro kterou byl sice v dalších dvou letech registrován pokles, ale v roce 1910 (obr. 9) se její index zvýšil na zcela nejvyšší hodnotu (3,7) tohoto roku mezi všemi zeměmi. Vůbec nejvyšší úroveň indexu byla ale pozorována pro Dalmácii (6,0) v roce 1900, naopak zcela nejnižší pro Dolní Rakousy (0,3). Druhá zmíněná země měla jedny z nejnižších hodnot i v ostatních zkoumaných letech, kromě ní dosahovaly příznivějších hodnot v porovnání s ostatními zeměmi i Horní Rakousy nebo Čechy. Téměř nejnižší úroveň byla pozorována také v Salcbursku, a to v letech 1890 a 1900.

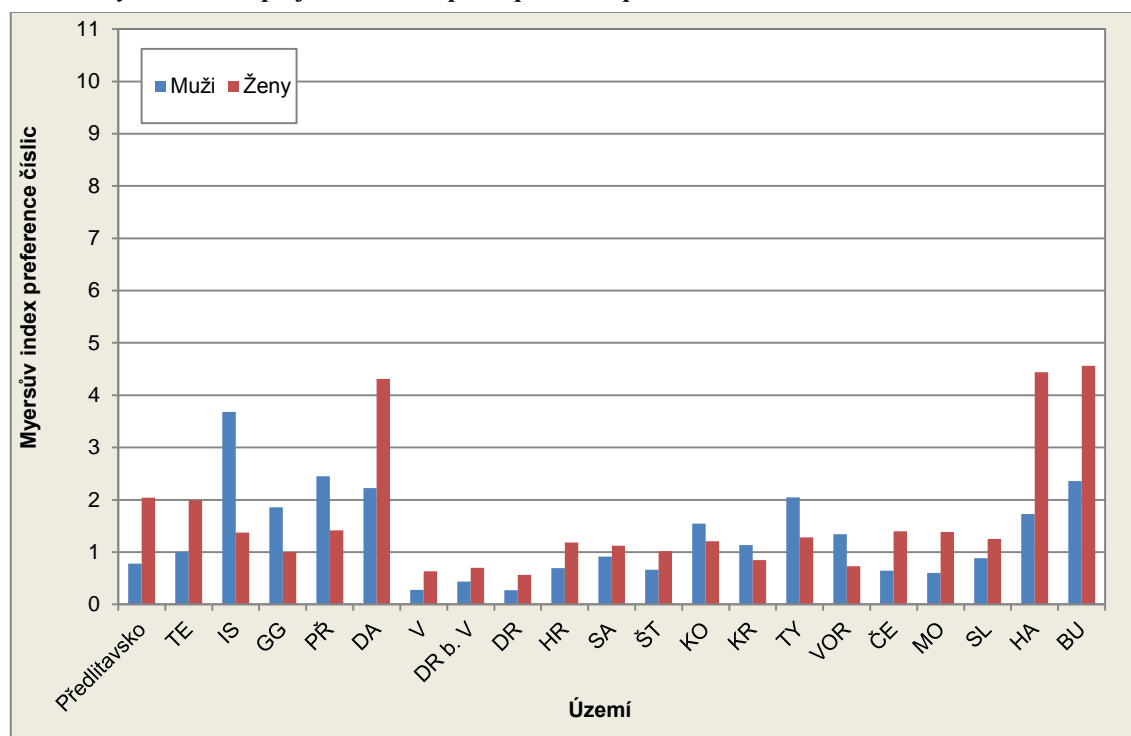
Z hlediska preference jednotlivých číslic byla ve všech čtyřech letech analýzy souhrnně pro Předlitavsko patrná nejvyšší preference „0“ mezi všemi číslicemi a naopak nejméně byl udáván věk končící „9“. Nejvýraznější upřednostnění „0“ se objevilo ve většině zemí v prvních třech letech, přičemž nejvyšší podíl na populaci, která ve výpočtu  $M_i$  figurovala, měla vždy Dalmácie (zcela nejvyššího podílu populace ve věcích končících „0“ zaznamenala v roce 1900, kdy činil 15,2 %, což koresponduje s jejím nejvyšším  $W_{i0}$  v tomto roce). V roce 1910 se nejvíce favorizované číslice věku mezi zeměmi různily, zajímavá byla ale např. preference číslice 6 ve více zemích, a to v Dolních Rakousích, Horních Rakousích, Štýrsku, Čechách a Moravě. Za zmínku jistě stojí i největší upřednostnění „1“ mezi ostatními číslicemi především v Gorici a Gradišce a v Istrii v podstatě ve všech letech. Nejméně byla preferována v převážné většině zemí, stejně jako v celém Předlitavsku, číslice 9.

Hodnoty  $M_i$  pro ženy v Předlitavsku se pohybovaly mezi 2,0 a 3,1, přičemž druhá zmíněná úroveň byla pozorována v roce 1900 a hodnota 2,0 o deset let později. Ve všech letech byly vůbec nejméně příznivé hodnoty Myersova indexu registrovány opět v trojici zemí Halič, Bukovině a Dalmácii, přičemž ani v jednom případě neklesly jejich hodnoty pod 4,3. Zcela nejvyšší  $M_i$  měla v roce 1900 Dalmácie (10,4), což se opět shoduje s nejvyšší hodnotou  $W_{i0}$  této země v témže roce. Stejně jako u mužů zaznamenávaly nejnižší nebo téměř nejnižší úroveň  $M_i$  Dolní Rakousy ve všech letech, nicméně kromě nich to bylo v případě žen i Kraňsko a částečně Vorarlbersko.

Co se týče preference jednotlivých číslic věku žen v Předlitavsku, situace byla shodná jako u mužů. V prvních třech letech byla ve všech zemích nejvíce dávana přednost koncové číslici 0, výjimkou ale bylo Vorarlbersko, které v roce 1880 a 1890 zaznamenalo největší preferenci „6“ a v roce 1900 „5“. Číslice 0 byla vůbec nejvíce favorizována v Dalmácii v roce 1900, kdy podíl na populaci figurující ve výpočtu  $M_i$  činil 19,2 %. V posledním roce již nebyla preference „0“ tak jednoznačná, nejčastěji se totiž v tomto roce zvýhodňoval věk končící „4“, a to rovnou v sedmi zemích. Věky končící číslicí 9 byly ve všech letech uváděny méně, než by mělo odpovídat jejich výskytu v populaci.

**Obr. 8:** Myersův index preference číslic podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1880

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882; vlastní výpočty

**Obr. 9:** Myersův index preference číslic podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1910

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1914; vlastní výpočty

Myersův index preference číslic byl pro zemřelé v porovnání s žijící populací pro obě pohlaví až na výjimky o něco vyšší, a to ve všech letech analýzy. Výjimku tvořily ale především Dalmácie a Bukovina, a to zejména v případě žen, pro které byl naopak nižší pro zemřelé než pro žijící populaci. Tento fakt koresponduje i s  $W_{10}$ , podle něhož byla věková distribuce zemřelých žen v těchto zemích o něco přesnější než pro ženy žijící.

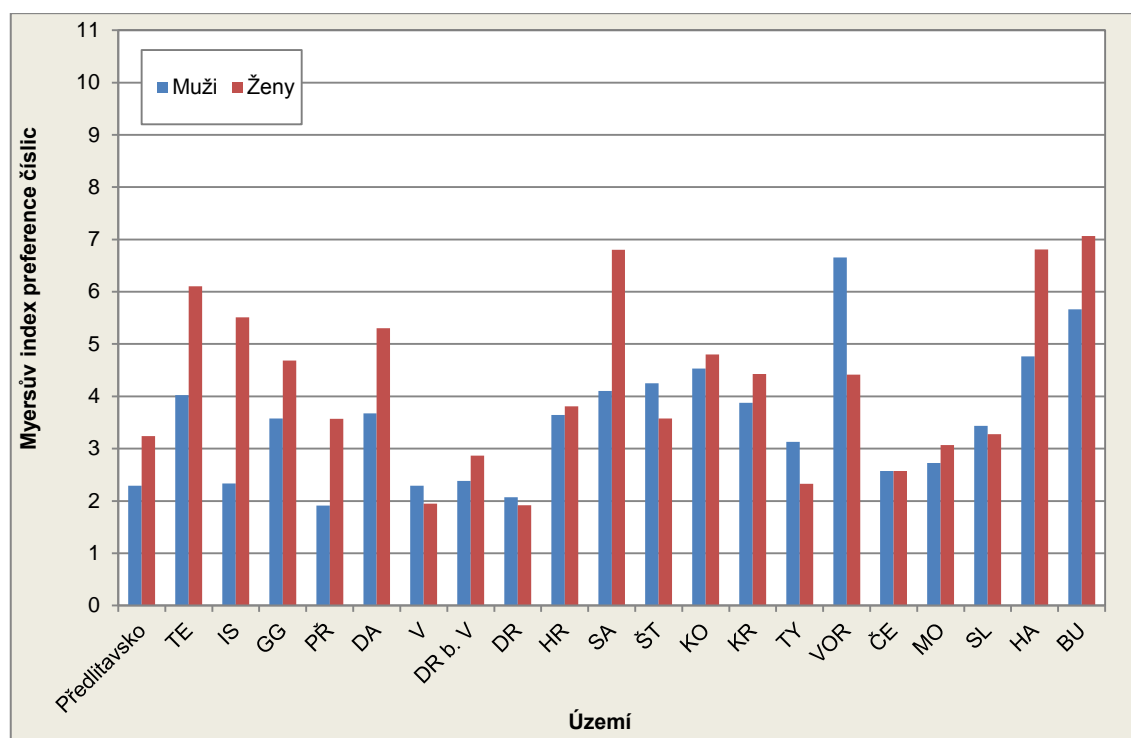
Úroveň  $M_i$  pro zemřelé muže v Předlitavsku se z počáteční hodnoty 2,3 ve výchozím roce (obr. 10) snížila na 1,5 v roce 1911 (obr. 11). Mezi zeměmi mělo ve všech letech vůbec nejvyšší nebo téměř nejvyšší hodnoty Vorarlbersko, naopak jedny z nejnižších hodnot zaznamenaly Dolní Rakousy. Méně příznivé hodnoty Myersova indexu pro muže byly dále zaznamenány v Haliči, Bukovině, Dalmácii nebo Salcbursku a naopak příznivější hodnoty ve srovnání s ostatními zeměmi v Čechách, na Moravě nebo v Tyrolsku.

Nejvíce preferovanou koncovou číslicí věku udávaného pro zemřelé muže podle Myersova výpočtu byla ve všech letech „0“, což platilo především pro roky 1881 a 1891. Zajímavým se v tomto ohledu jeví Vorarlbersko, které ani v jednom roce nezaznamenalo nejvyšší preferenci „0“, nýbrž jiných číslic. Co se týče naopak nejméně udávané číslice, ta se mezi zeměmi velice různila, nicméně touto číslicí nebyla „9“, jako tomu bylo v případě žijící populace.

Hodnota Myersova indexu pro zemřelé ženy v Předlitavsku klesla z 3,24 v roce 1881 na 1,87 v roce 1911, pohybovala se tedy na vyšší úrovni než v případě mužů, stejně jako tomu bylo u Whippleova indexu. Vůbec nejvyšší  $M_i$  pro zemřelé ženy byl pozorován v roce 1881 v Bukovině, a to s úrovní 7,1. Jedny z nejméně příznivých hodnot indexu měla Bukovina i v dalších letech, ve kterých ji ale převýšila úroveň indexu Halič a s výjimkou roku 1891 i Salcbursko. Naopak nejnižší nebo téměř nejnižší hodnoty byly zjištěny, stejně jako u mužů, pro Dolní Rakousy ve všech letech, především v roce 1891, ve kterém s hodnotou 1,1 dosáhly vůbec nejnižšího  $M_i$  mezi zeměmi.

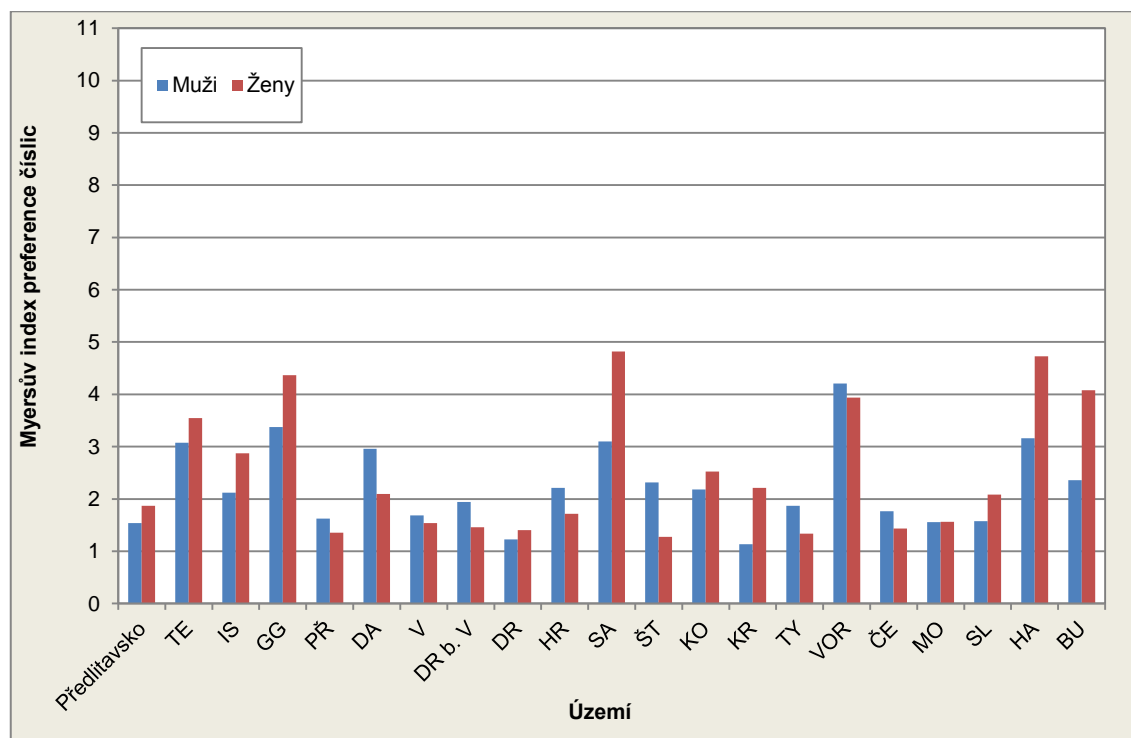
Z hlediska preference jednotlivých koncových číslic věku lze opět pozorovat, že „0“ byla nejčastěji uváděnou číslicí i v případě zemřelých žen, ale opět to platilo nejvíce pro roky 1881 a 1891. Ve zbylých dvou letech se nejvíce udávané číslice mezi zeměmi poněkud různily. Za zmínku ale jistě stojí Bukovina, která v prvních dvou zkoumaných letech zaznamenala nejvyšší podíl zemřelých ve věcích končících číslicí 9, ve zbylých dvou letech to byla „0“. Tuto číslici preferovaly České země a Halič, a také Bukovina a Dalmácie až na výjimky některých roků. Co se týče nejméně udávané číslice, u žen jí byla s výjimkou roku 1891 číslice 9, v roce 1891 to byly podobně často uvedené číslice 9 spolu s číslicí 8.

**Obr. 10:** Myersův index preference číslic pro zemřelé podle pohlaví a podle země v Předlitavsku v roce 1881



**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1884; vlastní výpočty

**Obr. 11:** Myersův index preference číslic pro zemřelé podle pohlaví a podle země v Předlitavsku v roce 1911



**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1913; vlastní výpočty



### 2.2.5 Shrnutí

Z výše uvedeného vyhodnocení Whippleova a Myersova indexu je patrné, že mezi lety 1880 resp. 1881 a 1910 resp. 1911 docházelo zpravidla k určitému zlepšování kvality dat z hlediska koncentrace obyvatelstva ve věcích končících určitou číslicí. Zejména pro Halič, Bukovinu a Dalmácii byly ovšem získané údaje především za věkovou strukturu obyvatel značně nepřesné, což je potřeba mít na paměti při interpretaci výsledků provedené analýzy úmrtnostních poměrů. Týká se to ale také Terstu nebo Istrie, které byly společně zařazeny v analýze do rakouského Přímoří. V ojedinělých případech se však mohlo jednat také o jiné země. Zejména pro snížení vlivu těchto nepravidelností vycházela analýza úmrtnosti z víceletých věkových skupin místo jednoletých, což se týkalo především sestavených úmrtnostních tabulek.

## Kapitola 3

### Determinanty úrovně úmrtnosti v Předlitavsku v 2. polovině 19. století a na počátku 20. století

Úmrtnost je základním demografickým procesem, který je spolu s porodností součástí demografické reprodukce. Demografické procesy obecně, a tedy i úmrtnost, jsou jevy biosociální, které ovlivňuje nejen jejich biologická podstata, ale také sociální realita. Z té na ně působí nejvíce sociální faktory, respektive úroveň ekonomického rozvoje (Roubíček, 1997, s. 19). Biologické faktory lze chápat jako základní, jelikož jsou podmínkou existence populace, kdežto ekonomické a sociální jsou určujícími faktory vzhledem k jejich působení na demografickou reprodukci skrze ovlivnění biologických podmínek. Vliv biologických faktorů se u současných populací projevuje především na úrovni jednotlivce, zatímco ekonomické a sociální faktory mají dopad na celou společnost nebo alespoň určité skupiny obyvatelstva (Roubíček, 1997, s. 20).

V době, na kterou se zaměřuje tato práce, byly hlavními sociálními a ekonomickými faktory působícími na úroveň úmrtnosti především ty, které souvisely s procesem modernizace společnosti. Konkrétně se jednalo zejména o industrializaci a urbanizaci, které postupně měnily společnost vyspělého západního světa a v rámci něho i Evropy. Jedním z hlavních procesů tehdejší doby byla průmyslová revoluce, která označuje přechod od manufakturní a řemeslné výroby k výrobě tovární, respektive průmyslové (Purš, 1960, s. 5). Průmyslová revoluce probíhala postupně od poslední třetiny 18. století do konce 19. století. Její počátky se nejdříve projevy v Anglii, na evropském kontinentě (nejprve ve Francii a Belgii) tomu bylo až se zpožděním několika desítek let za Anglií. V Evropě proběhla průmyslová revoluce nejpozději ve východních zemích, respektive zemích východně od řeky Labe. Důvodem bylo, že v těchto zemích panovaly poněkud odlišné podmínky z hlediska vývoje zemědělství. V této části Evropy se počátkem novověku prosadil systém tzv. druhého nevolnictví, který ve svých důsledcích vedl k opoždění procesu akumulace kapitálu a rozvoje manufaktur. Ty byly ale výchozí podmínkou pro možnost rozvoje průmyslové revoluce (Purš, 1960, s. 5–9).

V celém Rakousko-Uhersku byla průmyslová revoluce dokončena zhruba v 80. letech 19. století, ale v zemích s nejrozvinutějším průmyslem v této monarchii, kam se řadily české země a Dolní Rakousy, byla dovršena již na přelomu 60. a 70. let 19. století. Naopak nejpozději tomu bylo v Uhrách, v nichž byl tento proces ukončen v 90. letech 19. století (Purš, 1960, s. 18). Ačkoli byla průmyslová revoluce celosvětovým procesem, nepostupovala rovnoměrně, což se

odrazilo v prohlubování rozdílů v životních podmínkách a v ekonomice mezi jednotlivými regiony a především mezi městem a venkovem (Stříteský, 1971, s. 56).

Průvodním rysem industrializace byly zároveň změny, které pramenily jednak z výrazného nárůstu produktivity práce, k němuž přispíval technologický pokrok, jednak z možnosti kumulace hmotných zdrojů. Tyto změny zároveň vedly celkově ke vzestupu životní úrovně obyvatelstva (Machačová, Matějček, 2008, s. 291). S industrializací se navíc pojil další velmi významný celospolečenský proces, kterým byla urbanizace. Tento proces označuje nárůst počtu a podílu obyvatelstva žijícího v městských sídlech, na čemž se tehdy podílel především masový odchod zejména nemajetného venkovského obyvatelstva do průmyslové výroby koncentrované právě ve městech (Machačová, Matějček, 2008, s. 293). Stěhování obyvatelstva do měst bylo intenzivní především ke konci 19. století a na začátku 20. století, např. v českých zemích tato migrační vlna vrcholila v 90. letech 19. století (tamtéž).

Souběžně s průmyslovou revolucí a s urbanizací měly na celospolečenský vývoj vliv i další změny, především ty, které se označují jako vědeckotechnická revoluce. K nim lze přiřadit především lékařské objevy. Mezi nejvýznamnější z nich se řadí objevy chemika Louise Pasteura, který v 60. letech 19. století objevil, že příčinou mnoha nemocí přenosných na člověka jsou mikroorganismy, a vytvořil základy preventivního očkování proti přenosným chorobám. Dalším významným objevitelem tehdejší doby byl např. Robert Koch, který objevil původce cholery a tuberkulózy, ale byli i další, kteří odhalili původce kapavky, záškrtu, skvrnivky a dalších nemocí (Stříteský, 1971, s. 59).

Na základě těchto objevů se v západních zemích i v Rakousko-Uhersku do popředí v rámci zdravotnictví dostávala problematika obecní i osobní hygieny a prevence nemocí. Nově se zavedlo např. opatření proti vypuknutí epidemie, které stanovovalo, že jakmile se zachytí první případ onemocnění s podezřením na přenosnou nemoc, bude ihned izolován od okolí a zabrání se šíření infekce. Ještě na počátku 19. století se totiž čekalo, až zemře 6 až 8 osob se stejnými příznaky onemocnění, než se epidemie vyhlásila (Stříteský, 1971, s. 60). K dodržování hygieny a preventivních opatření měl v Předlitavsku přispět zákon č. 68 z roku 1870 o veřejné zdravotní službě. Jednalo se o moderní zákon, který byl platný do rozpadu monarchie, vycházelo z něj ale i československé zdravotnictví v období trvání první republiky (Stříteský, 1971, s. 60). Přestože trvalo řadu let, než se tato zaváděná opatření zaběhla mezi lékaři i mezi obyvatelstvem, postupně úspěšně bojovala proti infekčním nemocem, což vedlo v konečném důsledku k celkovému poklesu úmrtnosti (Stříteský, 1971, s. 63).

Uvedené změny pozitivně ovlivnily postupný pokles úmrtnosti a nakonec také porodnosti, což vedlo k formulaci mnoha teorií vysvětlujících jejich snížení. Těmi byly např. jednostranně zaměřené teorie zvyšování individuality, blahobytová teorie a další (Pavlík, Rychtaříková a Šubrtová, 1986, s. 507). Komplexněji se otázkou těchto změn reprodukce obyvatelstva zabývá teorie demografické revoluce. Označení demografická revoluce souhrnně popisuje přechod od extenzivní k intenzivní formě reprodukce, a týká se jak změn v úmrtnosti, tak porodnosti. S formulací teorie demografické revoluce, nebo též demografického přechodu, je spojen především Frank W. Notestein, který ji uvedl do souvislosti s celkovým procesem modernizace společnosti. Spojení demografické revoluce s rozvojem životní úrovně, výrobních sil, urbanizací, vědeckotechnickou a průmyslovou revolucí a dalšími jevy lze souhrnně označit jako

globální revoluci moderní doby (Pavlík, Rychtaříková a Šubrtová, 1986, s. 509–510). Všechny tyto procesy se postupně rozšířily z vyspělých zemí do celého světa. Během demografické revoluce klesá hrubá míra úmrtnosti z 25–30 ‰ na 15 ‰ a méně, a to současně s poklesem kojenecké úmrtnosti a nárůstem naděje dožití, a porodnost se snižuje ze 40–50 ‰ na 20 ‰ a méně. Konečným důsledkem těchto změn je stárnutí populace (Pavlík, Rychtaříková a Šubrtová, 1986, s. 510).

Další významnou teorií, která popisuje změny v reprodukci obyvatelstva, především ale v úmrtnosti, je teorie epidemiologického přechodu, jejímž autorem je Abdel R. Omran. Jedná se o teorii, která se zaměřuje na změny v úmrtnosti, respektive změny její struktury z hlediska příčin úmrtí, a na vzájemné působení této struktury s jejich demografickými, ekonomickými a sociologickými příčinami a důsledky (Omran, 2005, s. 732). Během epidemiologického přechodu dochází ke změně struktury úmrtnosti podle jejích příčin tak, že jsou postupně epidemie infekčních nemocí jakožto hlavní příčina úmrtnosti nahrazeny degenerativními a civilizačními nemocemi, přičemž tyto změny Omran rozlišil do tří stádií.

První stádium pokrývá období morů a hladomorů, ve kterém byla úmrtnost vysoká a kolísala vlivem epidemií, hladomorů a válek. V tomto období byla naděje dožití při narození nízká, dosahovala zhruba 20 až 40 let. Druhým stádiem je období ustupujících epidemií, ve kterém úmrtnost začala klesat souběžně s poklesem výskytu epidemií. Naděje dožití při narození dosahovala 30 až 50 let. Snížený výskyt epidemií se podílel na poklesu úmrtnosti především nejmenších dětí ve věku 0 až 4 roky a mladých žen, protože tyto skupiny obyvatelstva byly na infekční choroby nebo nedostatek výživy nejvíce náchylné. Třetím stádiem epidemiologického přechodu je období degenerativních a civilizačních chorob. V tomto období se úmrtnost nadále snižuje až ke stabilním, relativně nízkým hodnotám a naděje dožití při narození výrazně převyšuje 50 let (Omran, 2005, s. 732–742). V tomto období se nacházejí současné populace vyspělých zemí.

Omran ve své teorii rozlišil tři základní modely epidemiologického přechodu podle obecných rysů jeho průběhu. Těmito třemi modely jsou klasický nebo také západní model („Classical“ nebo „Western“ model), zrychlená varianta klasického modelu („Accelerated“ model) a odložený model („Delayed“ model) (Omran, 2005, s. 732; překlad autorky). Změny, které probíhaly v Rakousko-Uhersku, by se daly zařadit do klasického modelu, který popisuje epidemiologický přechod západního světa. Ve většině rozvinutých zemí tento přechod probíhal především během 19. století a začátkem 20. století. Na poklesu úmrtnosti se podílely primárně ekobiologické faktory (např. odolnost organismu člověka vůči původcům chorob), dále socioekonomické, politické a kulturní faktory (životní úroveň, hygiena a výživa a další). Všechny tyto činitele hrály v klasickém modelu epidemiologického přechodu významnější roli než pokroky v medicíně, což je jedna z odlišností především od odloženého modelu. Odložený model lze totiž aplikovat na rozvojové země, ve kterých k poklesu úmrtnosti dochází teprve od druhé světové války, a na kterém se naopak podílejí především pokroky v medicíně a různé zdravotnické preventivní programy (Omran, 2005, s. 753–754). Epidemiologický přechod rozvinutých zemí probíhal současně s demografickou revolucí a socioekonomickými změnami ve společnosti, které patří do komplexního procesu modernizace (Omran, 2005, s. 744). Pro úplnost informací je třeba uvést, že zrychlený model, který lze aplikovat např. na Japonsko, se

lišil od klasického tím, že pokles hrubé míry úmrtnosti na úroveň kolem 10 ‰, který v západních zemích trval v podstatě po celé 19. a část 20. století, v zemích se zrychleným modelem trval pouze několik desítek let (Omran, 2005, s. 753). Popsanou teorii, kterou Omran formuloval počátkem 70. let, doplnili postupně různí autoři o další fáze přechodu podle současného vývoje úmrtnosti ve světě.

Ačkoli lze konstatovat, že se celkově životní úroveň v Rakousko-Uhersku především na konci 19. století a na začátku 20. století zvyšovala a díky tomu úroveň úmrtnosti klesala, bylo možné v jednotlivých regionech pozorovat odlišnosti zapříčiněné jejich rozdílnými socioekonomickými podmínkami. V zemědělských oblastech byla zpravidla situace méně příznivá než v průmyslových krajích, především z hlediska životní úrovně. Práce zemědělských dělníků byla často tělesně namáhavější, nebyla rozdělena rovnoměrně v průběhu roku a pracovní doba byla někdy delší. Průmysloví dělníci měli ale ve srovnání s dělníky zemědělskými navíc vyšší mzdy (Boháč, 1933, s. 5). Nejnižší příjem měli po celé 19. století kromě okrajových skupin obyvatelstva (žebráků a tuláků) venkovští nádeníci, kteří neměli stálé zaměstnání, a také domácí výrobci (Machačová, Matějček, 2008, s. 93). Už v polovině 19. století měli průmysloví dělníci i několikrát vyšší mzdu než domácí výrobci, z čehož plynula i o něco vyšší životní úroveň. Na rozdíl od chudého venkovského obyvatelstva získávali navíc pracující v průmyslu i větší společenskou prestiž (Machačová, Matějček, 2008, s. 94). Na výši úmrtnosti mohl mít ale v zemědělských resp. venkovských oblastech naopak pozitivní vliv čerstvý neznečištěný vzduch a méně stresu (Vávra, 1960, s. 229).

Přestože práce v průmyslu často poskytovala možnost většího výdělku, závažným problémem průmyslových oblastí byl ale kvůli vysoké koncentraci obyvatelstva nedostatek obytných prostor. Průmysloví dělníci, kteří byli nejpočetnější sociální vrstvou, bydleli zpravidla v dělnických koloniích v blízkosti továren, kde celé rodiny bydlely často pouze v jednom až dvou pokojích (Efmertová, 2008, s. 270). V těchto podmínkách nebyla dostatečná hygiena a odpovídající zdravotní péče nebyla dostupná pro všechny vrstvy obyvatelstva (Vávra, 1960, s. 46), což platilo především ze začátku sledovaného období. Postupně se totiž zdravotní péče ve městech zlepšovala, kdežto na venkově byl pokrok zdravotní péče i hygieny zpomalen chybějící technickou podporou, častá byla totiž absence např. kanalizace či vodovodů (Vávra, 1960, s. 230). Ačkoli především ze začátku analyzovaného období mohla mít horší hygiena způsobující snazší šíření infekčních onemocnění negativní vliv na výši úmrtnosti, v závěru sledovaného období již mohla být v průmyslových oblastech na stejné nebo lepší úrovni než v oblastech venkovských.

### 3.1 Situace v jednotlivých zemích Předlitavska

Předlitavsko, tedy rakouská část Rakousko-Uherska, vzniklo jakožto polosamostatný územní celek rakouské monarchie v roce 1867 při rakousko-uherském vyrovnání. Jednalo se o území, které nebylo jednotné, nýbrž složené z různých zemí a různých národů, o čemž svědčil i samotný název této oblasti „Království a země na říšské radě zastoupené“ (Rychlík a kol., s. 189–190). Nejen, že toto území nebylo jednotné z hlediska národnosti, v jednotlivých zemích se také lišily životní podmínky, které měly vliv na výši úmrtnosti. Za hlavní determinanty

rozdílu výše úmrtnosti a zároveň jejího vývoje byl pro účely této práce považován podíl obyvatelstva pracujícího v průmyslu a zemědělství, s čímž souvisí také podíl obyvatel žijících ve městě a na venkově, což mělo ve zkoumané době zásadní vliv na životní podmínky obyvatelstva.

### 3.1.1 Podíl obyvatelstva ve městě a na venkově

Na základě výsledků sčítání lidu z 31. 12. 1880 rozlišili rakouští statistikové čtyři skupiny zemí Předlitavska podle charakteru jejich osídlení, přičemž podoba průměrné obce z hlediska její rozlohy a počtu obyvatel je znázorněna v tab. 3. Jak z údajů v tabulce vyplývá, první skupinu tvořily jižní země Dalmácie, Istrie a Terst, jejichž obce byly průměrnou rozlohou největší a zároveň měly v průměru více než 5 000 obyvatel. Poměry Terstu vysvětlili rakouští statistikové tím, že se jednalo o jediný územní celek, který slučoval celkem 24 osad do jediného města a jeho okolí (Österreichische Statistik, 1884, s. XXII). Gorice a Gradiška, která se spolu s Terstem a Istrií řadí do rakouského Přímoří, je u této skupiny zemí uvedena pouze kvůli geografické blízkosti. Charakteristikou z hlediska průměrné velikosti obce se ale podobala spíše alpským zemím, které tvoří skupinu druhou.

**Tab. 3: Průměrná velikost obce podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1880**

Země	Na jednu obec připadá v průměru		
	km <sup>2</sup>	počet osad	počet obyvatel
Přímořské země			
TE	94,53	24,00	144844
IS	103,21	12,66	6083
GG	21,95	3,71	1587
DA	158,42	10,38	5878
Alpské země			
DR	12,15	2,55	1433
HR	25,02	13,87	1586
SA	46,16	5,54	1055
ŠT	14,46	2,56	785
KO	48,71	13,94	1645
KR	29,06	9,45	1395
TY	29,65	2,08	895
VOR	25,26	1,83	1042
České země			
ČE	7,42	1,89	794
MO	7,89	1,19	765
SL	10,46	1,46	1149
Karpatské země			
HA	7,15	1,03	543
BU	20,10	1,39	1099
Celkem	10,93	2,02	807

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1884

V této druhé skupině, tedy v alpských zemích, obce obvykle zahrnovaly rozsáhlé plochy neúrodné půdy a jejich rozloha byla výrazně větší, než byl rakouský průměr. Proto také jejich hustota nebyla velká. Rozsahem poněkud menší obce se vyskytovaly v Dolních a Horních Rakousích, ve kterých se průměrná rozloha obce blížila předlitavské úrovni (Österreichische Statistik, 1884, s. XXIII).

**Tab. 4: Podíl obyvatel žijících v jednotlivých velikostních kategoriích osad podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1800**

Země	Velikostní kategorie osad podle počtu obyvatel						
	pod 500	500–2000	2001–5000	5001–10000	nad 10000	pod 10000	nad 10000
Přimořské země							
TE	0,6	8,6	12,1	10,5	68,3	31,7	68,3
IS	32,4	34,0	12,4	12,5	8,6	91,4	8,6
GG	36,1	50,7	5,6	0,0	7,6	92,4	7,6
PŘ	26,5	33,8	10,1	8,0	21,6	78,4	21,6
DA	28,9	56,3	6,3	3,0	5,5	94,5	5,5
Alpské země							
DR	23,8	20,1	6,6	2,9	46,6	53,4	46,6
HR	69,0	18,3	3,4	1,9	7,4	92,6	7,4
SA	64,7	17,7	2,3	0,0	15,3	84,7	15,3
ŠT	60,7	24,3	4,6	0,9	9,5	90,5	9,5
KO	76,7	14,9	1,5	1,6	5,4	94,6	5,4
KR	78,2	14,0	2,3	0,0	5,5	94,5	5,5
TY	37,7	42,1	11,5	2,4	6,3	93,7	6,3
VOR	32,1	35,8	23,4	8,7	0,0	100,0	0,0
České země							
ČE	38,9	33,1	12,3	6,0	9,6	90,4	9,6
MO	26,7	43,3	16,0	4,0	10,1	89,9	10,1
SL	16,3	49,0	21,1	3,3	10,3	89,7	10,3
Karpatské země							
HA	18,0	54,1	16,6	4,0	7,2	92,8	7,2
BU	5,9	43,0	35,0	6,7	9,4	90,6	9,4
Předlitavsko	32,3	38,1	12,7	4,1	12,8	87,2	12,8

**Pozn.:** Kurzívou jsou označeny země skládající se z menších územních celků uvedených nad nimi

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1884

Třetí skupinu tvořily české země, které měly z hlediska rozlohy obce nejmenší, nicméně jejich síť v zemi byla hustá. V této skupině se plošně největší obce nacházely ve Slezsku, přesto zabíraly průměrně menší prostor než obce v alpských zemích. Charakter osídlení byl ve Slezsku spíše městský, populace obcí byla početnější, ale měly mezi sebou větší vzdálenosti než v Čechách (Österreichische Statistik, 1884, XXIII).

Čtvrtou skupinu zemí tvořily Halič a Bukovina, ve kterých převládaly zvláštní podmínky v důsledku existujícího panského systému osídlení. Jednalo se o zvláštní hospodářská sídla, která se skládala často z rozlehlého stavení a přilehlých lesů. Někdy se jednalo o větší osady, které byly součástí panství s více než 500 obyvateli. V Haliči i v Bukovině byly navíc typické dlouhé vzdálenosti mezi jednotlivými obcemi, respektive panstvími, kde se jednalo i o zcela neosídlená místa sloužící k pastvě, a která byla především v zimě zcela opuštěná (Österreichische Statistik, 1884, s. XXIII–XXIV).

**Tab. 5: Podíl obyvatel žijících v jednotlivých velikostních kategoriích osad podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1910**

Země	Velikostní kategorie osad podle počtu obyvatel						
	pod 500	500–2000	2001–5000	5001–10000	nad 10000	pod 10000	nad 10000
Přímořské země							
TE	0,5	3,6	8,8	16,7	70,4	29,6	70,4
IS	21,6	35,4	14,5	11,1	17,4	82,6	17,4
GG	27,9	47,4	10,3	2,5	11,9	88,1	11,9
PŘ	18,0	30,7	11,8	10,0	29,5	70,5	29,5
DA	17,9	56,8	14,6	3,3	7,4	92,6	7,4
Alpské země							
DR	15,1	14,1	6,9	2,1	61,8	38,2	61,8
HR	61,4	18,7	5,3	1,5	13,1	86,9	13,1
SA	48,4	24,7	10,1	0,0	16,8	83,2	16,8
ŠT	50,4	26,2	5,0	4,3	14,1	85,9	14,1
KO	66,5	16,9	4,1	1,4	11,1	88,9	11,1
KR	70,1	15,5	5,3	1,2	7,9	92,1	7,9
TY	33,4	37,5	9,7	5,6	13,8	86,2	13,8
VOR	12,8	40,3	16,2	19,5	11,2	88,8	11,2
České země							
ČE	29,8	29,1	14,0	7,7	19,4	80,6	19,4
MO	19,5	39,9	17,4	5,9	17,3	82,7	17,3
SL	10,9	32,7	24,9	14,8	16,7	83,3	16,7
Karpatské země							
HA	8,0	50,8	23,6	5,2	12,4	87,6	12,4
BU	1,8	29,8	36,6	16,1	15,7	84,3	15,7
Předlitavsko	22,4	34,6	15,8	5,9	21,3	78,7	21,3

**Pozn.:** Kurzívou jsou označeny země skládající se z menších územních celků uvedených nad nimi

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1912

Venkovské a městské osídlení rakouští statistikové rozlišovali podle podílu obyvatelstva žijícího nikoli v obcích, ale v jednotlivých osadách, které chápali jako souvisle osídlený územní celek (tedy v podstatě jako dnešní základní sídelní jednotky). Protože podíl obyvatelstva podle velikosti obcí bylo možné získat pouze ze sčítání roku 1880, pro srovnatelnost a sledování vývoje procesu urbanizace do posledního rakouského sčítání lidu byla použita klasifikace podle



velikosti osad. Podíl obyvatel žijících v jednotlivých velikostních kategoriích osad v roce 1880 je uveden v tabulce 4 a pro rok 1910 v tabulce 5.

Ačkoli statistikové v Předlitavsku rozlišovali osídlení venkovského a městského charakteru pomocí hranice 2 000 obyvatel, pro účely této práce je touto hranicí 10 000 obyvatel. Z tabulky 4 a 5 je patrné, že nejmenší podíl venkovského obyvatelstva měl v roce 1880 i 1910 Terst, jelikož se jednalo o samostatné město s přilehlým okolím. Kromě tohoto přístavu měly nejnížší podíl venkovského obyvatelstva Dolní Rakousy, jejichž podmínky ale byly ovlivněny Vídní, která pod ně spadala.

Naopak nejvyšší podíl venkovského obyvatelstva mělo v roce 1880 Vorarlbersko (100,0 %). V této malé zemi se ale nejednalo vyloženě o venkovské obyvatelstvo, protože v ní byl rozvinutý průmysl, nicméně podobně jako v Čechách byly v této zemi osady o něco menší, ale hustě rozmístěné (Österreichische statistik, 1884, s. XXVII). K roku 1910 byl ale ve Vorarlbersku zaznamenán pokles podílu obyvatel žijících v osadách s méně než 10 000 obyvateli o 11,2 procentních bodů, o které se navýšil podíl obyvatel žijících v osadách s více než 10 000 obyvateli.

Kromě Vorarlberska byl v roce 1880 nejnížší podíl městského obyvatelstva pozorován v Korutanech, Kraňsku a Dalmácii. Nutno podotknout, že do roku 1910 se změnil podíl obyvatelstva ve prospěch osad městského charakteru ve všech zemích Předlitavska, nejvíce v Dolních Rakousích, Vorarlbersku a v Čechách, kde rozdíl mezi rokem 1880 a 1910 činil zhruba 10 procentních bodů a více. Je tedy patrné, že nejvíce se tento podíl zvýšil v zemích s nejrozvinutějším průmyslem. Nejvíce obyvatel se během sledovaného období přesunulo z osad s 2 000 a méně obyvateli do osad větších.

### **3.1.2 Podíl obyvatelstva pracujícího v zemědělství a průmyslu**

S venkovským, nebo naopak městským charakterem osídlení úzce souvisí podíl obyvatelstva pracujícího v zemědělství, respektive v průmyslu, tedy ve dvou sektorech hospodářství, které byly tehdy nejpodstatnější. Podle podílu obyvatelstva pracujícího v jednotlivých odvětvích (vztaženého k celkovému počtu obyvatelstva zjištěného při sčítání lidu), které jsou ukázány v tabulce 6 pro rok 1880 i 1910, lze pozorovat, že v Předlitavsku byl na začátku i na konci sledovaného období větší podíl obyvatelstva v zemědělství než v průmyslu. Tento podíl se ale k roku 1910 snížil od roku 1880 o téměř 7 procentních bodů z 55,1 % na 48,5 %. Část tohoto poklesu byla ve prospěch pracujících v průmyslu, kdy z 22,7 % se podíl zvýšil na 26,5 %, kromě průmyslu se ale začal více rozvíjet i další hospodářský sektor obchodu a služeb.

**Tab. 6: Podíl obyvatel v zemědělství a průmyslu podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1880 a 31. 12. 1910**

Země	1880			1910		
	zemědělství	průmysl	ostatní	zemědělství	průmysl	ostatní
Přímořské země						
TE	7,4	36,6	56,0	4,1	33,6	62,4
IS	72,9	11,1	16,0	61,2	16,5	22,4
GG	65,8	15,2	19,0	59,4	20,3	20,3
DA	82,7	4,8	12,5	82,6	4,8	12,6
Alpské země						
DR	27,2	37,4	35,4	18,0	40,4	41,7
HR	48,9	26,4	24,7	46,9	26,7	26,5
SA	55,0	21,0	24,0	40,1	23,5	36,5
ŠT	65,6	16,7	17,8	53,2	21,9	24,9
KO	68,6	17,8	13,5	51,1	21,7	27,3
KR	70,1	12,4	17,5	62,0	17,5	20,5
TY	62,8	15,0	22,2	54,3	19,0	26,8
VOR	55,1	28,6	16,3	31,7	44,1	24,3
České země						
ČE	40,9	35,3	23,9	32,3	41,1	26,6
MO	48,5	28,1	23,4	41,3	35,0	23,7
SL	35,2	35,2	29,6	29,2	46,3	24,5
Karpatské země						
HA	74,2	8,0	17,8	73,1	9,5	17,5
BU	71,1	10,5	18,4	71,1	10,4	18,5
Předlitavsko	55,1	22,7	22,2	48,5	26,5	25,1

**Pozn.:** Podíl obyvatelstva pracujícího v daných hospodářských odvětvích je vztažen k celkovému počtu obyvatelstva zjištěného při sčítání lidu v příslušném roce

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1884 a 1916

### 3.2 Shrnutí

Na základě údajů uvedených výše lze do jisté míry usuzovat, ve kterých zemích Předlitavska mohla být úroveň úmrtnosti vyšší, a ve kterých naopak nižší. Za předpokladu, že se v průmyslových oblastech během sledovaného období zvyšovala životní úroveň obyvatelstva a zlepšovala se zdravotní péče, a to více než v oblastech zemědělských, bylo by možné se při tomto zjednodušení domnívat, že poněkud příznivější úmrtnostní poměry mohly mít především Dolní Rakousy, české země a Vorarlbersko.

V případě Dalmácie, Haliče a Bukoviny lze naopak očekávat méně příznivé úmrtnostní poměry ve srovnání se zbylým předlitavským územím, jelikož za ním tyto země nejvíce zaostávaly a měly nejméně rozvinutý průmysl. V případě Dalmácie byla navíc situace o to obtížnější, že se jednalo o zemi s dříve prosperujícím zemědělstvím, které ale vlivem rozšiřujících se krasových oblastí a úbytku úrodné půdy upadalo, což bylo podobné i v Istrii (Österreichische Statistik, 1884, s. XXV). Istrii, která byla spolu s Goricí a Gradiškou

zemědělskou zemí, byla v analýze úmrtnostních poměrů připojena do rakouského Přímoří, do kterého se řadí ještě Terst. Toto město s přilehlým okolím bylo ale území průmyslové, v rakouském Přímoří jako celku se tedy kombinovaly oba typy hospodářství. V ostatních zemích převládalo zemědělství nad průmyslem a podíl obyvatelstva v těchto hospodářských odvětvích se pohyboval v podstatě na předlitavské úrovni. Lze proto předpokládat, že tyto země měly úroveň úmrtnosti mezi úrovní nejvíce a nejméně průmyslových zemí.

## Kapitola 4

### Analýza úmrtnosti v Předlitavsku v letech 1881–1911

Úmrtnostní poměry v Předlitavsku byly analyzovány ve čtyřech letech (1881, 1891, 1901 a 1911), které byly vybrány s ohledem na datovou základnu potřebnou pro použité ukazatele. Oporou byla data o věkové skladbě žijící populace (získaná ze sčítání lidu) a data evidence pohybu obyvatelstva v letech následujících po konaných sčítáních lidu. Analýza je založena na ukazatelích souhrnných (konkrétně se jedná o kvocient kojenecké úmrtnosti a standardizovanou míru úmrtnosti, která byla doplněna dekompozicí hrubých měr úmrtnosti metodou Evelyn M. Kitagawy) i věkově specifických vycházejících z vypočtených úmrtnostních tabulek (mezi nimi pravděpodobnost úmrtí v přesném věku, počty dožívajících se přesného věku z tabulkové populace, počty zemřelých v dokončeném věku z tabulkové populace, naděje dožití v přesném věku a také dekompozice rozdílu naděje dožití mezi sledovanými roky za použití metod Rolanda Pressata a Eduarda E. Arriagy). Úmrtnostní tabulky jsou pro Předlitavsko uvedeny v příloze 3 a pro jednotlivé země v elektronické příloze E2. Všechny ukazatele byly počítány zvlášť pro muže a ženy jednak pro celé Předlitavsko, jednak pro jednotlivé země. Popis obsahuje vždy souhrnný přehled za celé Předlitavsko a dále podrobněji regionální diferenciaci založenou na datech za předlitavské země.

#### 4.1 Absolutní počty zemřelých

V celém Předlitavsku v roce 1881 zemřelo celkem 676 295 osob (z toho 349 920 mužů a 326 375 žen, viz tab. 7), v roce 1891 byly počty zemřelých velmi podobné, ovšem po dalších deseti letech již bylo zaznamenáno o zhruba 40 000 zemřelých méně než v roce 1891. V závěru sledovaného časového úseku v roce 1911 zemřelo celkem 627 698 osob (z toho 321 633 mužů a 306 035 žen, viz tab. 7). Postupně tedy absolutní počty zemřelých mezi analyzovanými roky klesaly, ačkoli žijící populace přibývala.

Nejvyšší podíl z celkového počtu zemřelých byl v Předlitavsku pozorován po celé období v Haliči (v rozmezí 29,7–31,5 %), což zároveň koresponduje s jejím nejvyšším podílem žijícího obyvatelstva. Druhý nejvyšší podíl zemřelých ve všech letech zaznamenaly Čechy (v rozmezí 21,5–24,0 %) a dále Dolní Rakousy (mezi 10,1–10,5 %). Lze tedy předpokládat, že tyto země ovlivnily úmrtnostní poměry v celé rakouské části Rakousko-Uherska nejvíce. Naopak nejnižší podíl zemřelých (ve všech letech 0,4 %) stejně jako podíl žijící populace byl zaznamenán ve

Vorarlbersku, dále v Salcbursku (v rozpětí 0,7–0,8 %) a Terstu (0,7–0,9 %). Terst byl ale zařazen pro účely vyhodnocení úmrtnostních poměrů do rakouského Přímoří, jak bylo popsáno ve druhé kapitole.

**Tab. 7: Celkový počet zemřelých podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku v roce 1881 a v roce 1911**

Země	1881				1911			
	muži	ženy	celkem	% z celého Předlitavska	muži	ženy	celkem	% z celého Předlitavska
Přímořské země								
TE	2437	2081	4518	0,7	2974	2501	5475	0,9
IS	3748	3662	7410	1,1	4720	4360	9080	1,5
GG	2758	2701	5459	0,8	3266	2970	6236	1,0
PŘ	8943	8444	17387	2,6	10960	9831	20791	3,3
DA	5017	4883	9900	1,5	7218	7349	14567	2,3
Alpské země								
V	11364	10065	21429	3,2	17407	16064	33471	5,3
DR b. V	25591	22995	48586	7,2	15391	14495	29886	4,8
DR	36955	33060	70015	10,4	32798	30559	63357	10,1
HR	11022	10039	21061	3,1	9549	9074	18623	3,0
SA	2283	2165	4448	0,7	2569	2270	4839	0,8
ŠT	16800	15887	32687	4,8	16396	15525	31921	5,1
KO	4647	4389	9036	1,3	4633	4381	9014	1,4
KR	6629	6556	13185	2,0	6618	6396	13014	2,1
TY	10348	9343	19691	2,9	11580	10567	22147	3,5
VO	1454	1434	2888	0,4	1401	1354	2755	0,4
České země								
ČE	83632	78860	162492	24,0	68503	66315	134818	21,5
MO	34747	31586	66333	9,8	28718	27458	56176	9,0
SL	8603	7939	16542	2,5	8849	7995	16844	2,7
Karpatské země								
HA	107941	101672	209613	31,0	101020	96666	197686	31,5
BU	10899	10118	21017	3,1	10851	10295	21146	3,4
Předlitavsko	349920	326375	676295	100,0	321663	306035	627698	100,0

**Pozn.:** Kurzívou jsou označeny země skládající se z menších územních celků uvedených nad nimi

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1884 a 1913; vlastní výpočty

## 4.2 Standardizovaná míra úmrtnosti

Standardizovaná hrubá míra úmrtnosti jednotlivých zemí byla počítána s využitím standardu získaného jako prostý průměr věkových struktur mužů a žen celého Předlitavska z 1. 7. let 1881, 1891, 1901 a 1911. Tento ukazatel počítaný pro obě pohlaví dohromady měl ve výchozím roce analýzy v Předlitavsku úroveň 30,6 ‰, která se ke každému dalšímu zkoumanému roku snižovala, až na 22,2 ‰ v roce 1911. Celkově tak v Předlitavsku došlo k poklesu hodnot <sup>pst</sup>hmů

o více než 8 promilových bodů. Na tomto snížení se během sledovaného období podílely faktory, které byly zmíněny v předchozí kapitole, a kterými byly zejména růst životní úrovně obyvatelstva či zkvalitnění zdravotní péče. Vyšší úroveň tohoto ukazatele měli muži než ženy (v roce 1881 činila <sup>pst</sup>hmú mužů 32,1 ‰ a žen 29,1 ‰, viz obr. 12), a to ve všech sledovaných letech, nicméně rozdíl mezi pohlavími postupně klesal z počátečních 3,0 na 2,2 promilových bodů v roce 1911. V tomto závěrečném roce analýzy dosahovala standardizovaná hrubá míra úmrtnosti mužů 23,3 ‰ a žen 21,1 ‰ (obr. 13). Ke snížení zmíněného rozdílu mezi pohlavími přispělo výraznější zlepšení hodnot ukazatele pro muže než ženy, nicméně právě v případě mužů k tomu byl větší prostor v důsledku vyšší výchozí úrovně ukazatele.

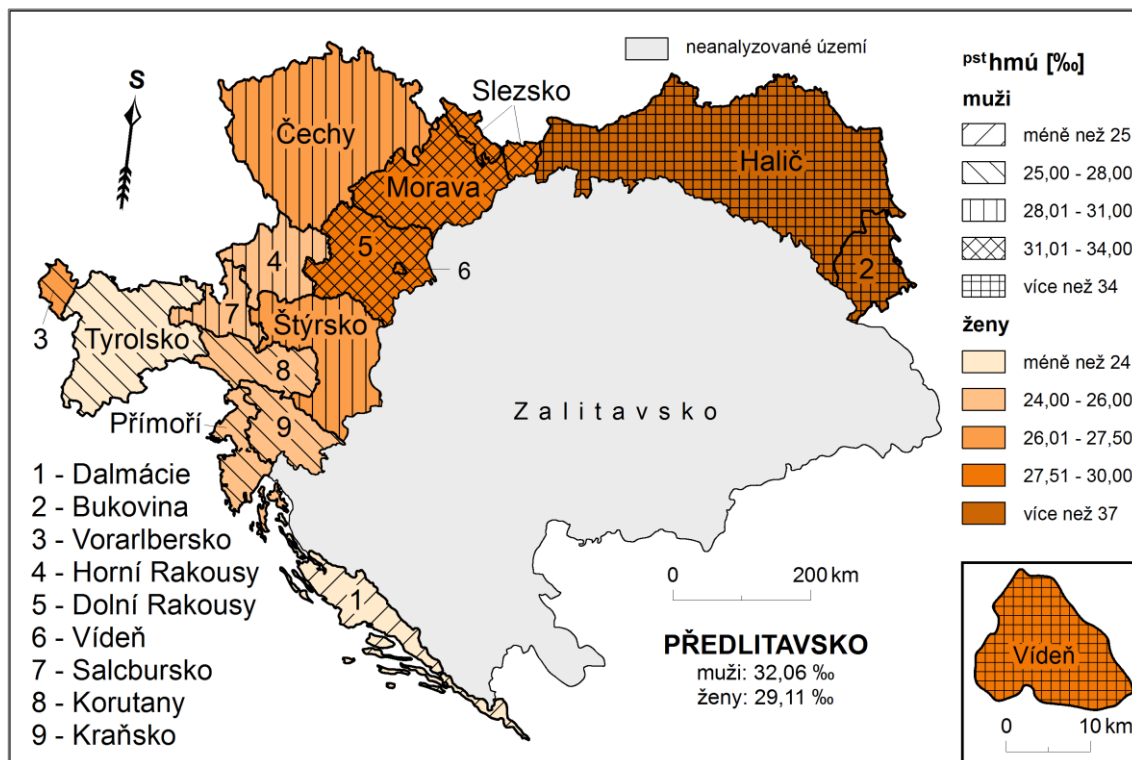
V jednotlivých zemích Předlitavska se standardizovaná míra úmrtnosti mužů pohybovala v roce 1881 v rozmezí 19,8–38,1 ‰, rozdíl tedy činil zhruba 18 promilových bodů. Ten se snížil na 7,7 promilových bodů v roce 1911. Lze se ovšem domnívat, že především ve výchozím roce analýzy nebyl skutečný rozdíl mezi zeměmi tak velký, protože nejnižší hodnota, která byla zaznamenána v Dalmácii, byla nejspíše podhodnocením skutečnosti v důsledku nižší kvality dat. Jelikož se jednalo o zemi, která neměla rozvinutý průmysl, ale ani prosperující zemědělství, její skutečné úmrtnostní poměry byly nejspíše mnohem méně příznivé v důsledku nižší životní úrovně, než ukazují výpočty.

V roce 1881 byly zjištěny nejméně příznivé hodnoty tohoto ukazatele pro muže ve východních zemích – v Haliči a na Bukovině, vyšší úroveň <sup>pst</sup>hmú byla ale pozorována také ve Vídni. Halič a Bukovina dosahovaly nejvyšší nebo téměř nejvyšší <sup>pst</sup>hmú i v dalších letech, nicméně v roce 1901 měly podobně nepříznivé hodnoty ve srovnání s ostatními zeměmi také Dalmácie, Slezsko a Korutany. V roce 1911 se situace příliš nezměnila, Bukovina, Slezsko a Halič měly úroveň standardizované míry úmrtnosti opět nejméně příznivé.

Naopak nejpriznivější hodnoty <sup>pst</sup>hmú dosahovaly ve výchozím roce analýzy Tyrolsko, Přímoří a Kraňsko. Především Tyrolsko a Kraňsko měly nejnižší úroveň tohoto ukazatele i v dalším analyzovaném roce, ovšem nižší hodnotou standardizované míry úmrtnosti mužů se jim blížily také Vorarlbersko a Korutany. Právě ve Vorarlbersku byla následně v roce 1901 i v roce 1911 zaznamenána zcela nejnižší úroveň tohoto ukazatele (21,0 ‰ resp. 19,8 ‰). Na velmi podobné úrovni jako ve Vorarlbersku se v posledním sledovaném roce pohybovala <sup>pst</sup>hmú mužů i v Dolních Rakousích, ale také v Čechách, jejichž standardizovaná míra úmrtnosti mužů klesla od roku 1881 o 8,8 promilových bodů na úroveň 21,4 ‰ v roce 1911.

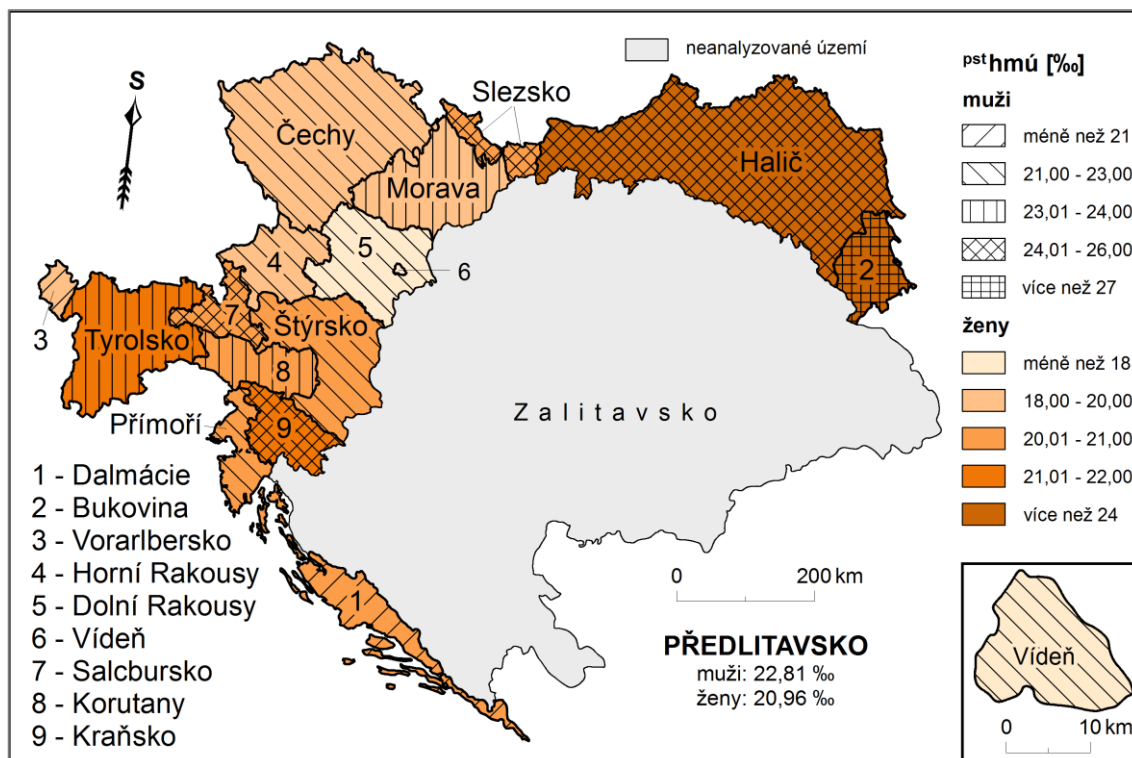
U žen byly mezi zeměmi rozdíly v hodnotách tohoto ukazatele podobné jako u mužů. V roce 1881 činilo rozpětí hodnot 17,7 promilových bodů (konkrétně se <sup>pst</sup>hmú všech zemí pohybovala v rozmezí 19,5–37,2 ‰). Ovšem stejně jako u mužů lze předpokládat, že skutečný rozdíl byl o něco nižší kvůli možné podregistraci zemřelých v Dalmácii, kde byla v roce 1881 zjištěna nejnižší hodnota. I u žen se do roku 1911 rozdíl mezi zeměmi snížil, a to na necelých 10 promilových bodů, nakonec ale zůstal výraznější než u mužů.

Obr. 12: Standardizovaná míra úmrtnosti podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku v roce 1881



**Zdroj:** Freytag, 1901; Österreichische Statistik, 1882, 1884, 1892, 1893, 1903, 1904, 1913 a 1914; vlastní vektorizace a výpočty

Obr. 13: Standardizovaná míra úmrtnosti podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku v roce 1911



**Zdroj:** Freytag, 190; Österreichische Statistik, 1882, 1884, 1892, 1893, 1903, 1904, 1913 a 1914; vlastní vektorizace a výpočty

Nejvyšší hodnoty <sup>pst</sup>hmú pro ženy byly po celé analyzované období stejně jako u mužů zjištěny pro Halič a Bukovinu, které měly od hodnot ostatních zemí značný odstup. V roce 1901 se k těmto zemím přiřadila i Dalmácie, kde byla v tomto roce zjištěna vůbec nejvyšší úroveň ze všech zemí Předlitavska. Jednalo se tedy o jisté navýšení standardizované míry úmrtnosti (což se objevilo i v případě mužů), které mohlo být způsobeno úplnější registrací zemřelých, přestože zejména Myersův index popsany ve druhé kapitole v této zemi k roku 1900 resp. 1901 vzrostl.

Nejpříznivější hodnoty standardizované míry úmrtnosti žen v roce 1881 byly taktéž pozorovány v Tyrolsku, velmi podobné byly v Korutanech, Kraňsku a Horních Rakousích. Stejná situace se vyskytla i v roce 1891. K roku 1901 se snížila <sup>pst</sup>hmú ve Vorarlbersku na 19,1 ‰, což byla nejnižší pozorovaná hodnota mezi zeměmi v tomto roce. Na podobné hodnoty klesla i standardizovaná míra úmrtnosti žen ve Vídni, a dále v Salcbursku, v Horních Rakousích i v Dolních Rakousích (bez Vídně). V roce 1911 byly nejnižší hodnoty zaznamenány pro ženy opět ve Vídni a v Dolních Rakousích (bez Vídně), Vorarlbersku, a také v Čechách (<sup>pst</sup>hmú všech těchto zemí se pohybovala pod nebo na úrovni 19,0 ‰). Standardizovaná míra úmrtnosti pro ženy v ostatních zemích, které nebyly zmíněné (tedy na Moravě, ve Slezsku a Štýrsku), se pohybovaly ve všech analyzovaných letech okolo průměrné hodnoty celého Předlitavska.

Při jistém zobecnění lze na základě vývoje hodnot tohoto ukazatele pro muže i ženy ve sledovaném období v jednotlivých zemích pozorovat, že Vídeň, Dolní Rakousy a Čechy, které měly ve výchozím roce vyšší nebo spíše průměrné hodnoty tohoto ukazatele, postupně k roku 1911 zaznamenaly zlepšení na nejpríznivější hodnoty mezi zeměmi. Jednalo se o oblasti, které byly na počátku 20. století hospodářsky nejrozvinutější, s nejvyšším podílem obyvatel činných v průmyslu, ale také o oblasti s nejvíce rozvinutou další infrastrukturou, zejména sítí nemocnic, a s celkově nejvyšší životní úrovní obyvatelstva. Nicméně šlo zčásti také o země, které se ještě v závěru 19. století vyznačovaly mnohdy značně nepříznivými životními podmínkami, zejména pokud jde o úroveň bydlení a komunální hygienu. Na počátku 20. století se ale životní podmínky v těchto oblastech celkově zlepšily zřejmě zejména vlivem vzrůstající životní úrovně obyvatelstva, která mohla být díky prosperujícímu hospodářství těchto zemí v závěru období příznivější než ve zbytku Předlitavska. Svou roli mohla hrát i celková zvyšující se vzdělanost obyvatelstva, včetně šířící se zdravotní a lékařské osvěty apod. Podobná byla situace Vorarlberska, kde ale již v roce 1881 byla v porovnání se zbylým územím nižší úroveň tohoto ukazatele.

Naopak Korutany, Kraňsko, Tyrolsko a v podstatě i Salcbursko měly ve výchozím roce <sup>pst</sup>hmú spíše nižší, ale postupně se ke konci sledovaného období dostávaly ve srovnání zemí na méně příznivou pozici v důsledku méně výrazného zlepšování tohoto ukazatele. Tyto alpské země měly na počátku i na konci sledovaného časového úseku nižší podíl obyvatelstva pracujícího v průmyslu a naopak podobný či vyšší podíl pracujících v zemědělství ve srovnání s celým Předlitavskem (s výjimkou Salcburska, které bylo mezi těmito zeměmi nejvíce průmyslové). Na začátku zkoumaného období proto mohly v těchto zemích převládat o něco příznivější životní podmínky než v nejvíce průmyslových regionech a zároveň než v nejhudších zemědělských oblastech, nicméně zvyšování životní úrovně bylo zřejmě pozvolnější než ve výše zmíněných průmyslových zemích a nemuselo se to projevit tak zjevně.



Z hlediska hodnot přímo standardizované míry úmrtnosti mužů i žen se pozice Horních Rakous mezi zeměmi neměnila, ve všech letech byla spíše příznivější, podobně jako v případě Štýrska a Přímoří. Jejich <sup>psl</sup>hmú se pohybovala spíše pod celkovou předlitavskou úrovní. Pro Moravu a Slezsko, které patřily k průmyslovějším oblastem, tento ukazatel po celé zkoumané období kolísal kolem hodnot celého Předlitavska, které byly ve všech letech nepříznivě ovlivněny vyšší úrovní v Haliči a Bukovině. Právě tyto dvě země spolu s Dalmácií představovaly území s nejvyšším podílem obyvatelstva pracujícího v zemědělství, které především v případě Dalmácie příliš neprosperovalo. Je proto možné se domnívat, že se jednalo o chudší oblasti, než byl zbytek Předlitavska. Co se týče <sup>psl</sup>hmú Dalmácie, pro kterou byly v letech 1881, 1891 a 1911 pozorovány nejnížší nebo téměř nejnížší hodnoty, je nepravděpodobné, že by takové hodnoty reprezentovaly skutečnost. Naopak lze předpokládat, že její úroveň úmrtnosti byla mnohem vyšší, jako tomu bylo v roce 1901, v němž mohlo dojít ke zlepšení evidence zemřelých.

### 4.3 Dekompozice rozdílu hrubých měr úmrtnosti

Pro vytvoření představy o vývoji hrubých měr úmrtnosti jednotlivých zemí mezi zkoumanými roky byla provedena dekompozice rozdílu dvou hodnot tohoto ukazatele pomocí metody navržené Evelyn M. Kitagawou. Tato metoda, jak již bylo popsáno ve druhé kapitole, spočívá v rozkladu rozdílu dvou hodnot hrubé míry úmrtnosti na tři efekty, kterými jsou efekt intenzity, efekt struktury a interakce, která je zůstatkem a vyjadřuje interakci působení dvou předchozích efektů. Dekomponován byl rozdíl hrubých měr úmrtnosti mezi po sobě jdoucími analyzovanými roky, ale především celkový rozdíl mezi hodnotami výchozího a posledního zkoumaného roku. Dekompozice byla provedena pro muže a ženy zvlášť.

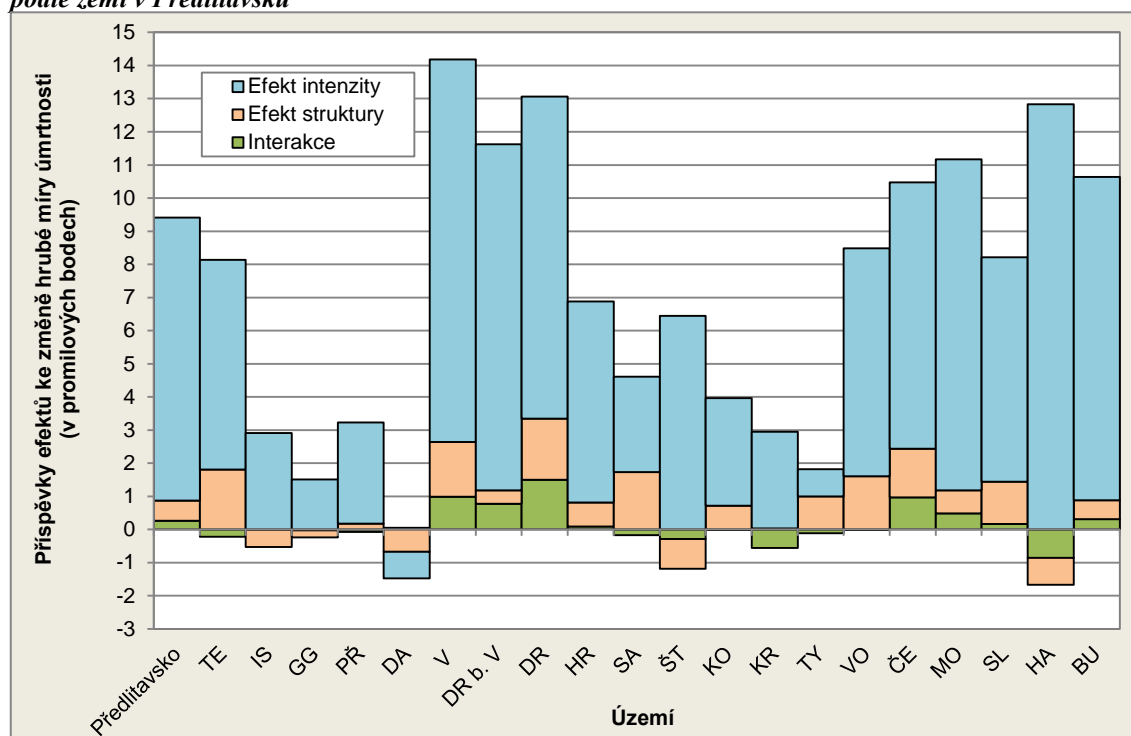
V celém Předlitavsku došlo mezi roky 1881 a 1911 k poklesu hrubé míry úmrtnosti mužů o 9,4 promilových bodů. Nejvíce k tomuto snížení přispěl efekt intenzity, což znamená, že pokles hmú byl způsoben především snížením intenzity úmrtnosti mezi těmito roky (celkově tento efekt přispěl ke snížení hmú 8,5 promilovými body, viz tab. 8). Pokles intenzity úmrtnosti je možné přisoudit celkovému zlepšování životní úrovně obyvatelstva, zlepšení hygieny a zdravotní péče. Zbývající dva efekty byly malé, efekt struktury činil 0,6 promilových bodů a interakce přispěla k navýšení hmú 0,3 promilovými body. Také při rozkladu rozdílu hodnot hrubé míry úmrtnosti mužů mezi jednotlivými roky se na postupném poklesu podílelo nejvíce snížení intenzity úmrtnosti, nicméně efekt věkové struktury působil při srovnání hmú roku 1881 a 1891 dokonce protichůdně, tedy změna věkové struktury působila proti tomuto poklesu. Tento záporný efekt byl ale velice malý, blížil se 0. V podstatě nulových hodnot dosahoval ve všech letech také efekt interakce, který přispěl ke změně tohoto ukazatele ještě menší měrou.

**Tab. 8: Dekompozice rozdílu hrubých měr úmrtnosti na tři komponenty mezi roky 1881 a 1911 podle pohlaví v Předlitavsku (v promilových bodech)**

	Muži	Ženy
Efekt intenzity	8,5	7,9
Efekt struktury	0,6	-0,2
Interakce	0,3	0,1
Celkem	9,4	7,8

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882, 1884, 1913 a 1914; vlastní výpočty

Co se týče dekompozice rozdílu dvou hrubých měr úmrtnosti mužů v jednotlivých zemích Předlitavska (obr. 14), zpravidla se mezi po sobě jdoucími analyzovanými roky hodnoty tohoto ukazatele snížily. Vývoji celého Předlitavska odpovídalo na úrovni jednotlivých zemí navíc to, že ke snížení docházelo nejvíce v důsledku poklesu intenzity úmrtnosti. Ani ve výjimečných případech, v nichž došlo naopak ke zvýšení hmů mezi některými roky, neměl na tuto změnu větší vliv žádný jiný efekt. Za zmínku jistě stojí, že onou výjimkou byla především Dalmácie, která zaznamenala mezi roky 1881 a 1891 a mezi roky 1891 a 1901 navýšení hrubé míry úmrtnosti mužů způsobené větší intenzitou úmrtnosti. Ve skutečnosti se nemuselo jednat o zvýšení, nýbrž o zkvalitnění datové základny za zemřelé. Příspěvek efektu věkové struktury a efektu interakce byl marginální.

**Obr. 14: Dekompozice rozdílu hrubých měr úmrtnosti mužů na tři komponenty mezi roky 1881 a 1911 podle zemí v Předlitavsku**

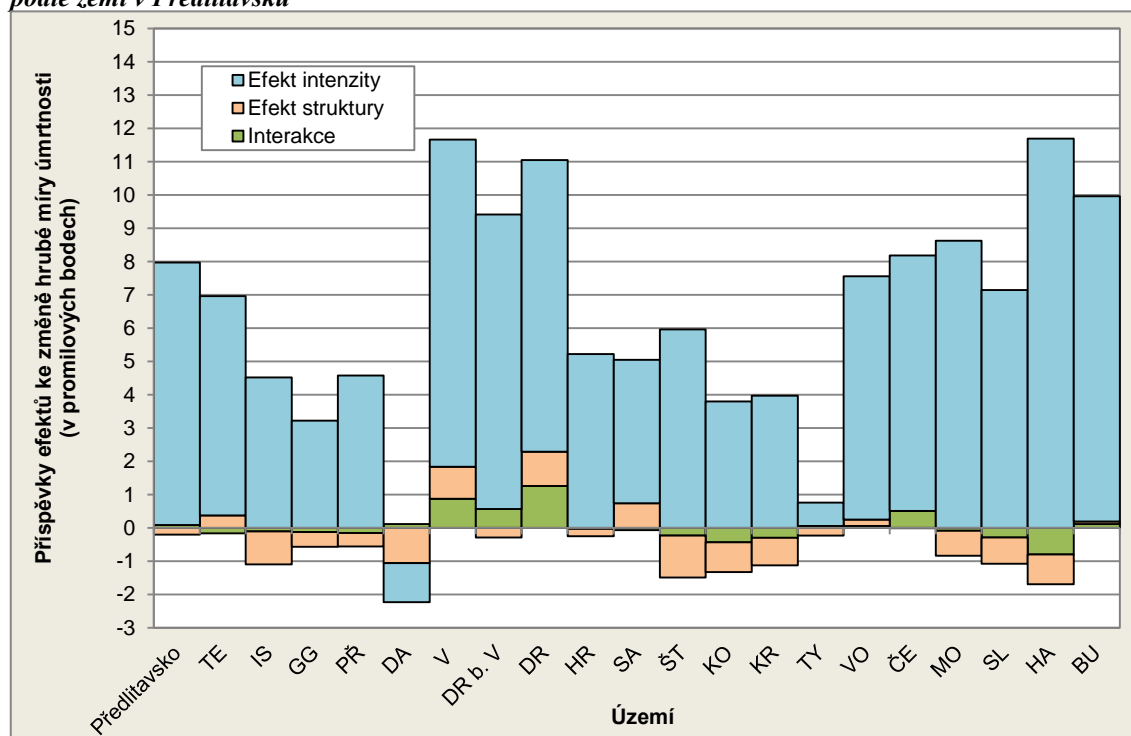
**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882, 1884, 1913 a 1914; vlastní výpočty

Příspěvky jednotlivých efektů na změnu hrubé míry úmrtnosti pro ženy v Předlitavsku byly velmi podobné, protože mezi rokem 1881 a 1911 se na celkovém rozdílu (tedy poklesu), který činil 7,8 promilových bodů, nejvíce podílelo snížení intenzity úmrtnosti (efekt intenzity

dosahoval 7,9 promilových bodů, viz tab. 8), proti němu však mírně působil efekt struktury. V podstatě tentýž vliv jednotlivých efektů na rozdíl hmů žen byl pozorován i mezi jednotlivými po sobě jdoucími analyzovanými roky.

Také hrubá míra úmrtnosti žen v převážné většině zemí během sledovaného období klesala, na čemž se nejvíce podílel efekt intenzity (obr. 15). I v tomto případě Dalmácie tvořila výjimku, ve které byl rozdíl hrubých měr mezi roky 1881 a 1891 i mezi roky 1891 a 1901 záporný v důsledku zvýšení intenzity úmrtnosti. Vliv efektu věkové struktury byl většinou záporný, čímž působil protichůdně ke snižování hrubé míry úmrtnosti, a ačkoli byl zanedbatelný, lze podle něj usuzovat na mírné stárnutí obyvatelstva. Zpravidla se ovšem na rozdílu mezi hrubými mírami podílel méně než 1 promilovým bodem. Reziduální složka, tedy interakce, také obvykle nepřekročila úroveň ani 1 promilového bodu a kolísala kolem 0.

**Obr. 15: Dekompozice rozdílu hrubých měr úmrtnosti žen na tři komponenty mezi roky 1881 a 1911 podle zemí v Předlitavsku**



**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882, 1884, 1913 a 1914; vlastní výpočty

#### 4.4 Kojenecká úmrtnost

Kvociet kojenecké úmrtnosti počítaný pro obě pohlaví dohromady dosahoval v celém Předlitavsku v roce 1881 vysoké úrovně 250,0 ‰ a do roku 1891 se snížil pouze na 243,0 ‰. K roku 1901 klesl výrazněji, na hodnotu 209,0 ‰, nicméně do posledního sledovaného roku, kdy činil 207,5 ‰, se již příliš nesnížil. Za třicet let tedy klesl o 42,5 promilových bodů, přičemž více než tři čtvrtiny z toho tvořil pokles mezi rokem 1891 a 1901. Možným důvodem pro výraznější pokles na přelomu 19. a 20. století bylo, že teprve v této době se začaly projevovat důsledky řady preventivních hygienických opatření a kvalitativního zlepšení zdravotní péče o matky a malé děti, jejichž počátky spadaly již do 70. let 19. století (Stříteský,

1971, s. 60). Z hlediska rozdílu mezi pohlavími byla ve všech letech pozorována vyšší úroveň kojenecké úmrtnosti u chlapců než u dívek, v prvních dvou analyzovaných letech tento rozdíl činil zhruba 40 promilových bodů, postupně se ale snížil na 31 promilových bodů v roce 1911. Výchozí úroveň tohoto ukazatele byla pro chlapce v Předlitavsku 269,3 ‰ a pro dívky 229,5 ‰ (obr. 16), přičemž do posledního sledovaného roku klesla na 222,7 ‰ pro chlapce a 191,4 ‰ pro dívky (obr. 17). U chlapců se úroveň snižovala po celé období, zatímco u dívek byl pokles výraznější pouze do roku 1901, pak již její hodnota v podstatě stagnovala.

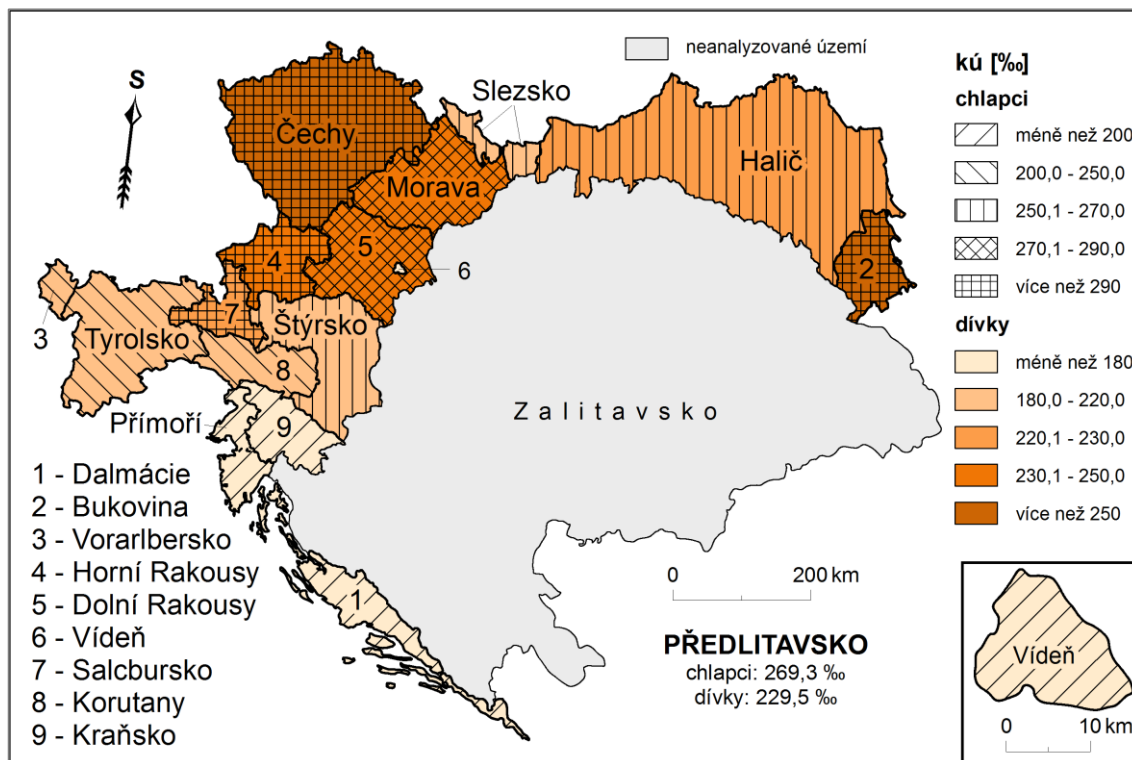
Mezi jednotlivými zeměmi byly značné rozdíly, především v roce 1881, kdy rozpětí hodnot činilo 190,7 promilových bodů. Nejnižší úroveň byla podle dat v Dalmácii, kde však byla pravděpodobně reálná hladina vyšší. Konkrétně se úroveň ků chlapců v tomto výchozím roce pohybovala mezi 145,1 ‰ a 335,8 ‰. Rozdíl mezi zeměmi se v dalších analyzovaných letech snížil, v závěru sledovaného období klesl na 88,5 promilových bodů při rozmezí hodnot 170,0 až 258,5 ‰.

Mezi země s nejméně příznivým kvocientem kojenecké úmrtnosti chlapců by bylo možné ve všech sledovaných letech zařadit Bukovinu, Horní Rakousy a v podstatě i Salcbursko. Kromě roku 1911 mezi ně ale patřily také Dolní Rakousy bez Vídně a Čechy. S výjimkou Bukoviny se tedy jednalo o země s nejvyšším podílem obyvatelstva pracujícího v průmyslu. Právě v Dolních Rakousích byla v roce 1881 zcela nejvyšší úroveň tohoto ukazatele (335,8 ‰). V posledním roce analýzy to bylo v Bukovině a v Tyrolsku, kde k tomuto roku ků chlapců vzrostla dokonce na hodnoty vyšší než v roce 1881. Důvodem tohoto nárůstu, který se týkal také dívek, mohlo být zlepšení kvality dat, což podporují výsledky výpočtů Whippleova či Myersova indexu uvedené ve druhé kapitole.

Kromě Dalmácie byly zaznamenány v roce 1881 nejnižší hodnoty ků pro Kraňsko, Přímoří a také Vídeň, podobně jako o deset let později. Přesto k roku 1891 i tyto země zaznamenaly nárůst hodnot pro chlapce, je proto možné, že počty zemřelých kojenců mohly být zejména v roce 1881 podhodnoceny. V roce 1901 se ke Kraňsku a Vídni přiřadilo z hlediska nejpriznivějších pozorovaných hodnot i Vorarlbersko, které mezi rokem 1891 a 1901 zaznamenalo snížení úrovně ků chlapců o téměř 80 promilových bodů na 179,1 ‰. V závěrečném roce analýzy zemřelo nejméně chlapců kojeneckého věku z živě narozených opět ve Vídni (170,0 ‰), Dalmácii (176,8 ‰, zřejmě se ale opět jednalo o značné podhodnocení skutečnosti) a s jistým odstupem i ve Vorarlbersku (196,4 ‰).

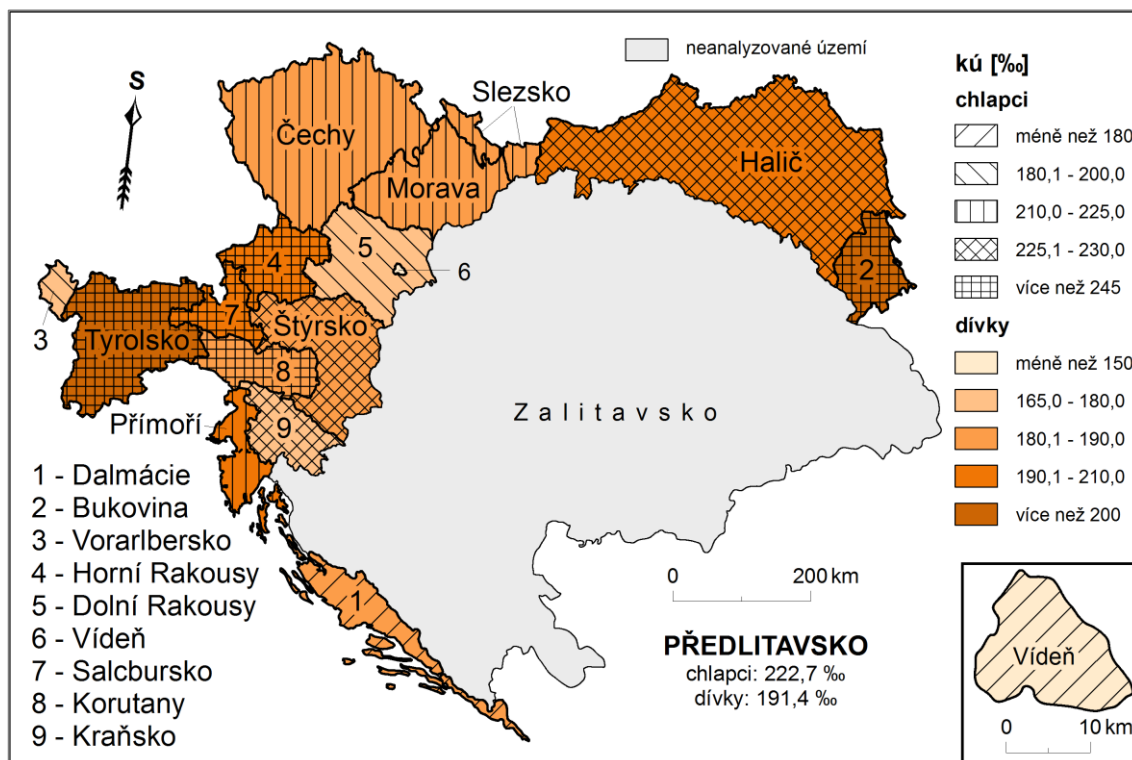
U dívek se tak značné rozdíly mezi zeměmi neobjevily, přesto v roce 1881 bylo rozpětí hodnot velké 158,0 promilových bodů, v dalších letech ale kleslo na zhruba 90,0 promilových bodů a méně. V podstatě po celé sledované období měly nejvyšší ků ze všech analyzovaných zemí Bukovina, Dolní Rakousy bez Vídně a Horní Rakousy. K těmto zemím se řadily také Čechy, kde ale došlo mezi roky 1901 a 1911 ke snížení na hodnotu nižší, než byl průměr Předlitavska. V prvním sledovaném roce byla zcela nejvyšší úroveň registrována v Dolních Rakousích bez Vídně (286,5 ‰), o deset let později ale nejvíce dívek kojeneckého věku z živě narozených zemřelo v Salcbursku, které ani v ostatních letech nedosahovalo příznivé úrovně. V roce 1901 byla nejvyšší ků dívek znovu v Dolních Rakousích (bez hlavního města monarchie). V závěrečném roce všechny ostatní země převýšily úrovní ků dívek Bukovina a Tyrolsko.

Obr. 16: Kvocient kojenecké úmrtnosti podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku v roce 1881



Zdroj: Freytag, 1901; Österreichische Statistik, 1884; vlastní vektorizace a výpočty

Obr. 17: Kvocient kojenecké úmrtnosti podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku v roce 1911



Zdroj: Freytag, 1901; Österreichische Statistik, 1913; vlastní vektorizace a výpočty

S výjimkou Dalmácie bylo v roce 1881 nejméně zemřelých dívek kojeneckého věku z živě narozených ve výchozím roce v Kraňsku (159,6 ‰), Vídni (169,9 ‰) a Přímoří (172,0 ‰). Kraňsko mělo nejnížší úroveň tohoto ukazatele i v následujících dvou analyzovaných letech, přičemž v roce 1891 mu s jistým odstupem byly nejbližší Korutany a Přímoří. V roce 1901 se na podobných hodnotách pohybovala vídeňská a vorarlberská kojenecká úmrtnost. V posledním roce analýzy byla zcela nejnížší kú dívek pozorována ve Vídni (147,6 ‰) a Vorarlbersku (169,1 ‰).

S určitým zobecněním lze ve vývoji tohoto ukazatele v jednotlivých zemích rozpoznat některé trendy. Kraňsko, Přímoří a Tyrolsko, které měly mezi roky 1881 a 1901 v porovnání s ostatními zeměmi příznivější hodnoty, zaznamenaly k roku 1911 nárůst na úroveň méně příznivou nebo podobnou průměrné úrovni Předlitavska, a zároveň se ve všech těchto zemích jednalo o nárůst na hodnoty vyšší, než byla výchozí úroveň. Jak už bylo řečeno, mohlo jít o důsledek zlepšující se kvality dat. Kromě toho mohlo v těchto zemích zároveň docházet k pozvolnějšímu nárůstu životní úrovně, jelikož se jednalo o zemědělské oblasti, což mohlo ovlivnit celkový vývoj úmrtnostních poměrů, obzvláště kojenecké úmrtnosti. Při analýze vývoje kojenecké úmrtnosti v tomto období v českých zemích dospěl Zdeněk Vávra k závěru, že ponovorozenecká složka kojenecké úmrtnosti, která byla ovlivněna především vnějšími příčinami (tedy hlavně socioekonomickými faktory), neklesala ve druhé polovině 19. století tak, jako novorozenecká složka (ovlivněna především vnitřními příčinami úmrtí). Vávra zjistil, že v případě českých zemí novorozenecká úmrtnost klesala v podstatě soustavně od 70. let 19. století, kdežto ponovorozenecká dokonce narůstala a vrcholila v první polovině 90. let téhož století. Autor se proto domníval, že socioekonomické faktory působící na ponovorozeneckou úmrtnost se do 90. let mohly zhoršovat a jejich zlepšení mohlo začít na celkovou úroveň kojenecké úmrtnosti působit až o něco později (Vávra, 1960, s. 42–43). Je tedy možné, že také v těchto zemích byl vývoj obdobný.

Další skupinu zemí tvořily Dolní Rakousy, Čechy a Morava, kde kvocient kojenecké úmrtnosti klesl z méně příznivých hodnot alespoň na úroveň Předlitavska. Ačkoli <sup>psl</sup>hmú těchto zemí klesla na nejnížší pozorovanou úroveň (to se týkalo zejména Dolních Rakous a Čech), kvocient kojenecké úmrtnosti klesal až později. V průmyslových zemích, kde se koncentrovalo obyvatelstvo více do měst, často chyběly dostatečné hygienické podmínky a adekvátní zdravotní péče, tudíž se snadněji šířily infekční choroby, na které byly nejmenší děti obzvláště náchylné (Vávra, 1960, s. 46). Podobným případem bylo i Vorarlbersko, jehož kú se ale již od výchozího roku pohybovala na nižší úrovni než v těchto zemích.

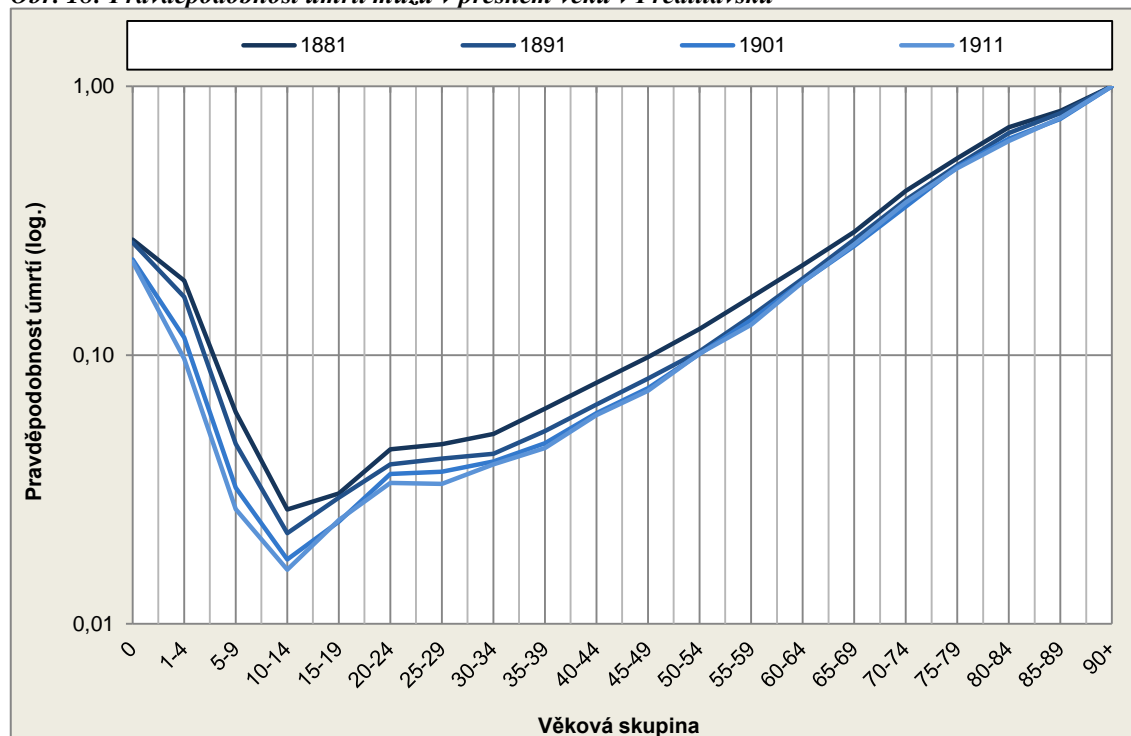
Horní Rakousy, Salcbursko a Bukovina měly po celé sledované období nejvyšší nebo téměř nejvyšší kú mezi zeměmi. Co se týče Štýrska, Korutan, Slezska a Haliče, při jistém zobecnění lze říci, že v nich hodnoty kú kolísaly kolem průměru Předlitavska, přičemž nejen že byly podobné, ale ani jejich vzájemné pořadí se příliš neměnilo.

## 4.5 Tabulkové funkce

### 4.5.1 Pravděpodobnost úmrtí

Pravděpodobnost úmrtí podle věku měla ve studovaném období v Předlitavsku pro muže a ženy průběh charakteristický pro historické populace: v přesném věku 0 let dosahovala úrovně, která byla vyšší než v následujících dětských věkových kategoriích, což odpovídalo vysoké kojenecké úmrtnosti. Zcela nejnižší  $q_x$  měli chlapci i dívky ve věku 10–14 let. Od této věkové skupiny pravděpodobnost úmrtí postupně narůstala až do nejstarší věkové kategorie 90 a více let na hodnotu 1, tedy na 100% pravděpodobnost, že všichni zemřou. Zvyšování pravděpodobnosti úmrtí bylo od věku 10–14 let skutečně postupné, nicméně mezi věky 20–34 let se především pro muže její úroveň zvyšovala jen velmi mírně. Vysoká úroveň  $q_0$  byla převýšena až hodnotou dosaženou ve věku 65–69 let, což platilo pro obě pohlaví. Takto lze křivku této tabulkové míry charakterizovat ve všech letech analýzy, nicméně patrné bylo mezi po sobě jdoucími zkoumanými roky postupné snižování její úrovně napříč věkovými kategoriemi.

Obr. 18: Pravděpodobnost úmrtí mužů v přesném věku v Předlitavsku



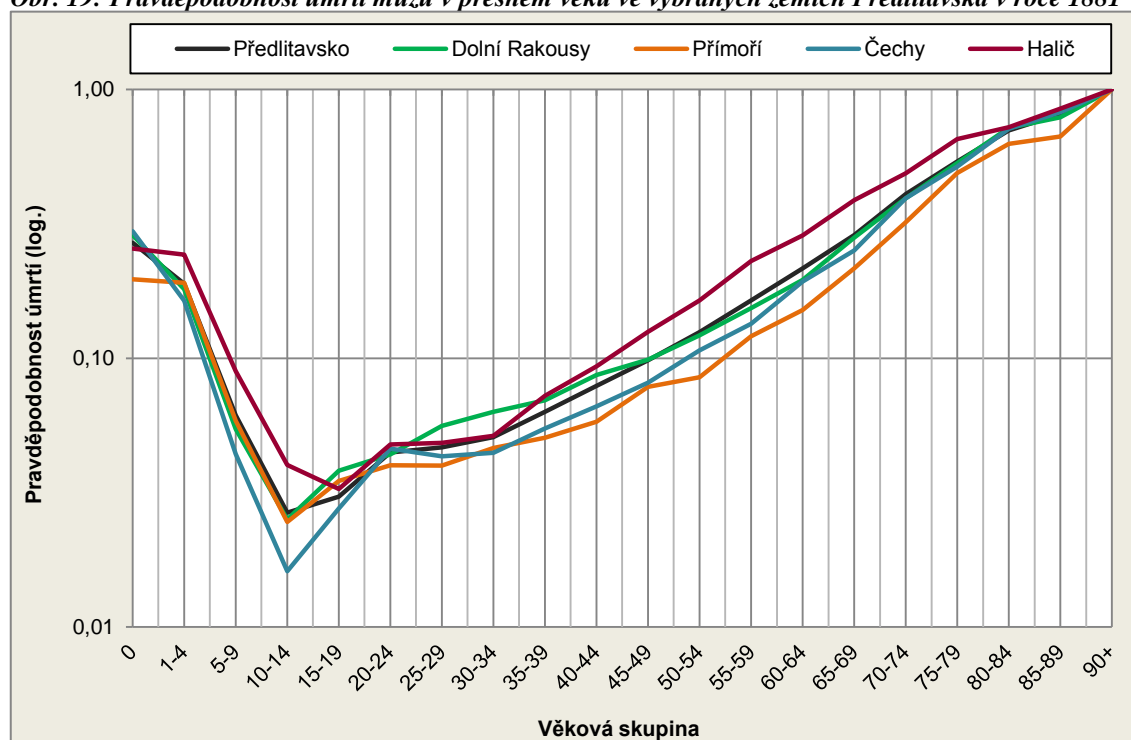
Zdroj: Österreichische Statistik, 1882, 1884, 1892, 1893, 1903, 1904, 1913 a 1914; vlastní výpočty

U chlapců se v Předlitavsku v roce 1881 pohybovala pravděpodobnost úmrtí v přesném věku 0 let na úrovni 0,2693, přičemž ve věku 10–14 let dosahovala v tomtéž roce méně než desetiny této hodnoty (0,0266), což lze pozorovat v podstatě pro všechny analyzované roky (obr. 18). Jak již bylo řečeno, od této věkové skupiny se s přibývajícím věkem  $q_x$  navyšovala, úroveň 0,1000 pro muže byla překročena ve všech letech analýzy v 50–54 letech a úroveň 0,5000 v 75–79 letech. Pouze v roce 1911 byla tato hranice překonána až ve věkové kategorii 80–84 let. Mezi rokem 1881 a 1911 došlo ve všech věkových skupinách ke snížení této tabulkové míry; nejvýraznější pokles byl zjištěn pro věkovou skupinu 1–4 roky ( $q_{1-4}$ ).

chlapců se snížila z výchozí hodnoty 0,1895 na 0,0970 v roce 1911). Naopak nejméně klesla pravděpodobnost úmrtí chlapců ve věku 15–19 let, ale v tomto věku dosahovala druhé nejnížší úrovně z celého věkového spektra, tudíž nebyl takový prostor pro její snižování.

Po celé období se v dětském věku řadily mezi země s nejméně příznivými hodnotami tohoto ukazatele Halič a Bukovina, což platilo především od 1–4 let do 10–14 let a v roce 1901 se k nim přiřadila i Dalmácie (opět od věku 1–4 let). Méně příznivé hodnoty byly pozorovány především v roce 1901 a 1911 v dětském věku také v Přímoří a Kraňsku. Zejména v mladších až středních věkových kategoriích (především v 15–54 letech) byla ve všech analyzovaných letech zjištěna velmi nepříznivá pravděpodobnost úmrtí mužů pro Slezsko a Vídeň, nicméně kromě kojeneckého věku byly ve Vídni vyšší hodnoty než ve většině ostatních zemí v celém věkovém spektru. Ve starších věkových kategoriích byly nejméně příznivé hodnoty pravděpodobnosti úmrtí mužů v roce 1881 a 1891 v Haliči a Bukovině, což se týkalo věku zhruba od 40 let. V roce 1901 i 1911 byla pravděpodobnost úmrtí mužů ve vyšším věku v těchto dvou karpatských zemích převyšena úrovní tohoto tabulkového ukazatele v Korutanech, kde byly ale naopak zjištěny příznivější hodnoty v mladších věcích, a v roce 1911 i úrovní  $q_x$  v Salcbursku. V obr. 19 a 20 je znázorněna pravděpodobnost úmrtí mužů ve vybraných zemích Předlitavska na začátku a v závěru studovaného období (tyto země byly vybrány ze skupin zemí uváděných v tabulkách a grafech výše, vždy jedna z přímořských zemí, alpských zemí, českých zemí a karpatských zemí; tyto země budou uváděny v grafech i dále).

**Obr. 19: Pravděpodobnost úmrtí mužů v přesném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1881**



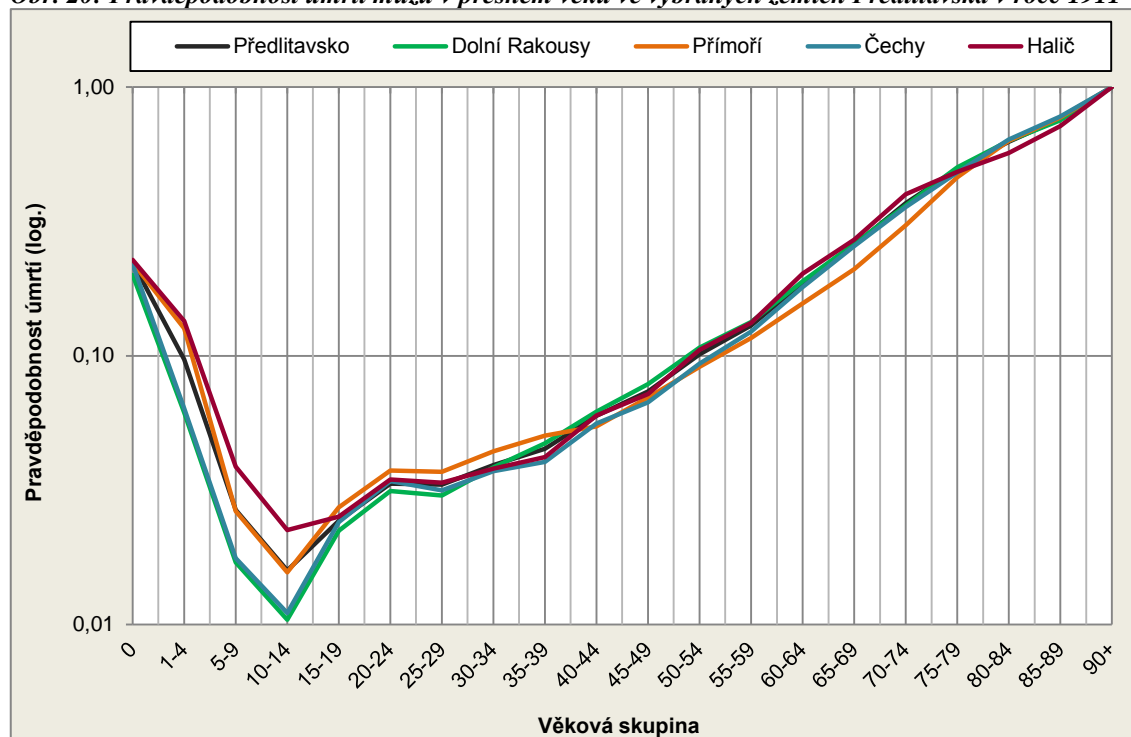
**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882 a 1884; vlastní výpočty

S výjimkou kojeneckého věku byly nejnižší hodnoty  $q_x$  u chlapců v dětském věku pozorovány v roce 1881 pro Salcbursko, Horní Rakousy a Korutany, což platilo kromě Salcburska také v roce 1891. Chlapci v Salcbursku měli totiž v dětském věku tuto tabulkovou



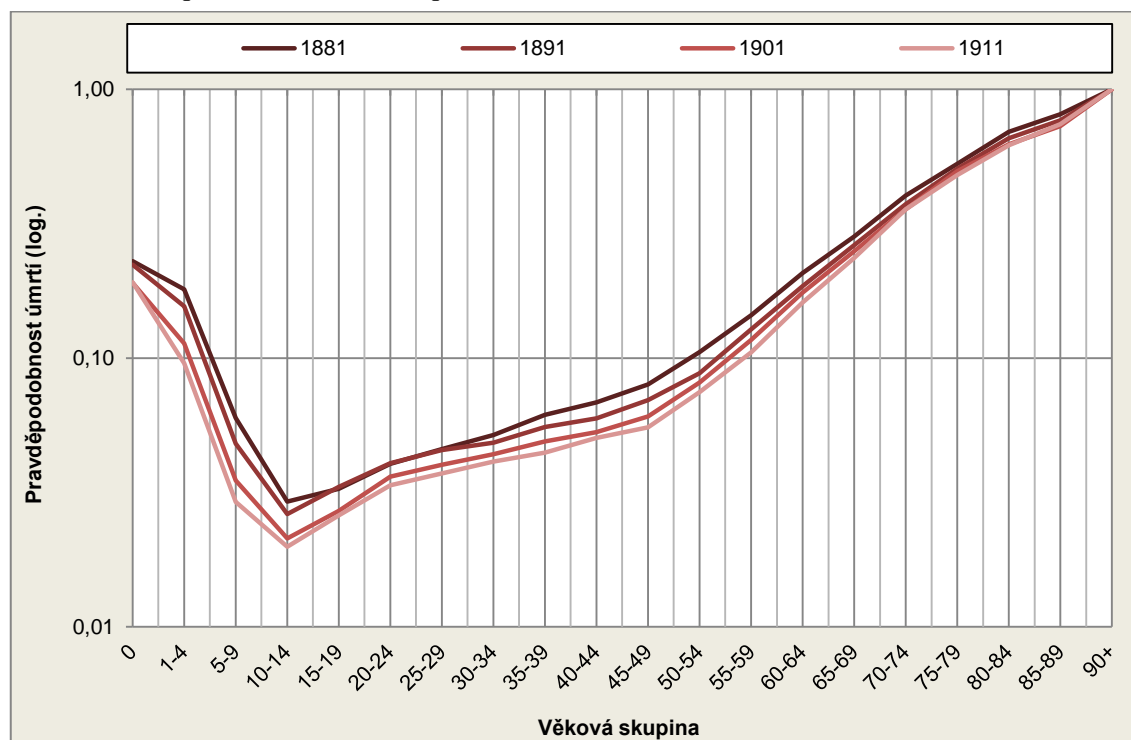
míru v roce 1891 velmi podobnou jako chlapci v celém Předlitavsku. Nicméně ve srovnání se zbylým územím byly v Horních Rakousích velmi příznivé hodnoty zaznamenány také v roce 1901 a 1911, kromě této alpské země v závěru sledovaného období také v Dolních Rakousích a Vorarlbersku. V mladším a středním věku dosahovala pravděpodobnost úmrtí mužů v první polovině sledovaného období nižší úrovně opět v Horních Rakousích a dále ve Štýrsku, a ve druhé části zkoumaného časového úseku v Dolních Rakousích bez Vídně. Zejména ve vyšších věcích byla pro muže nejnižší  $q_x$  zjištěna s výjimkou roku 1901 v Dalmácii a v Přímoří. V obou zemích však byla kvalita dat za zemřelé osoby nižší, jak bylo popsáno ve druhé kapitole.

**Obr. 20: Pravděpodobnost úmrtí mužů v přesném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1911**



**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1913 a 1914; vlastní výpočty

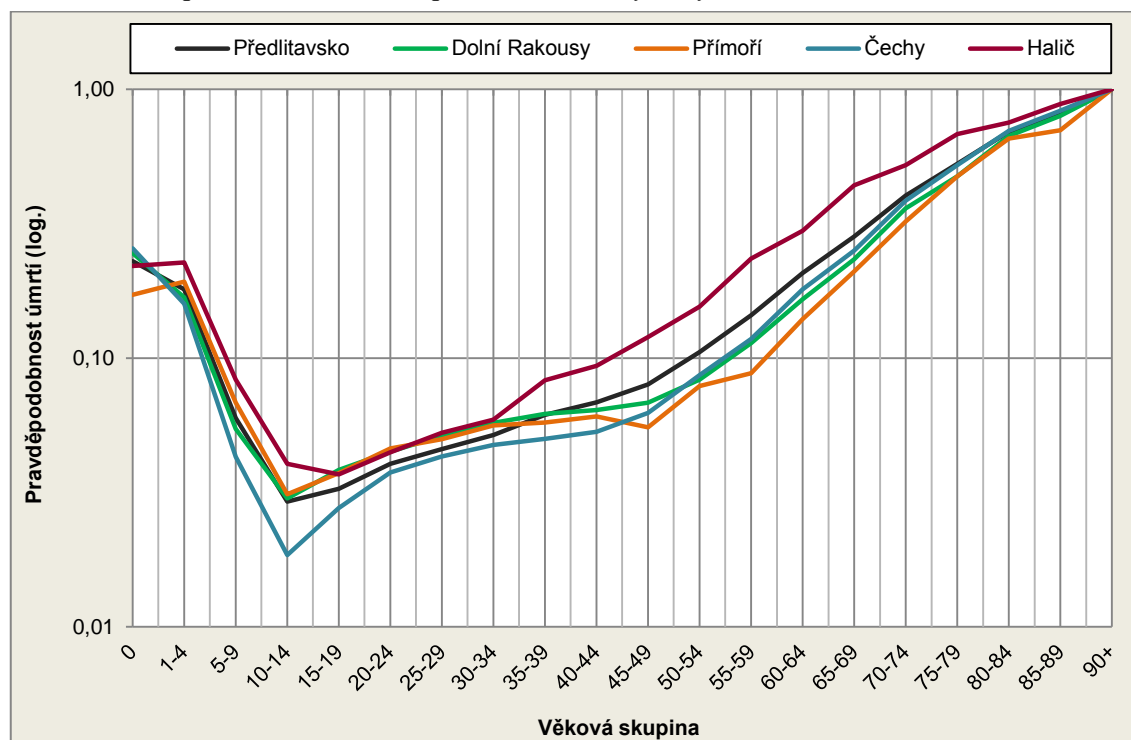
Pravděpodobnost úmrtí žen Předlitavska byla nižší než pro muže ve věku 0 a 1–4 let a nad 40 let věku, naopak ve věku 5–39 let dosahovala vyšší úrovně, i když se jednalo pouze o nepatrný rozdíl, což se týkalo až na malé výjimky všech sledovaných let. Největší rozdíl byl mezi pohlavími patrný v kojeneckém věku, a to právě ve prospěch dívek. Stejně jako u chlapců i u dívek dosahovala pravděpodobnost úmrtí ve věku 10–14 let ani ne desetiny hodnoty tohoto ukazatele ve věku 0 let. Konkrétně se jednalo o hodnoty 0,0292 v 10–14 letech ve srovnání s hodnotou 0,2295 v 0 letech na počátku sledovaného období, v jeho závěru byly tyto hodnoty 0,0199 v 10–14 letech a 0,1914 v 0 letech (obr. 21).

**Obr. 21:** Pravděpodobnost úmrtí žen v přesném věku v Předlitavsku

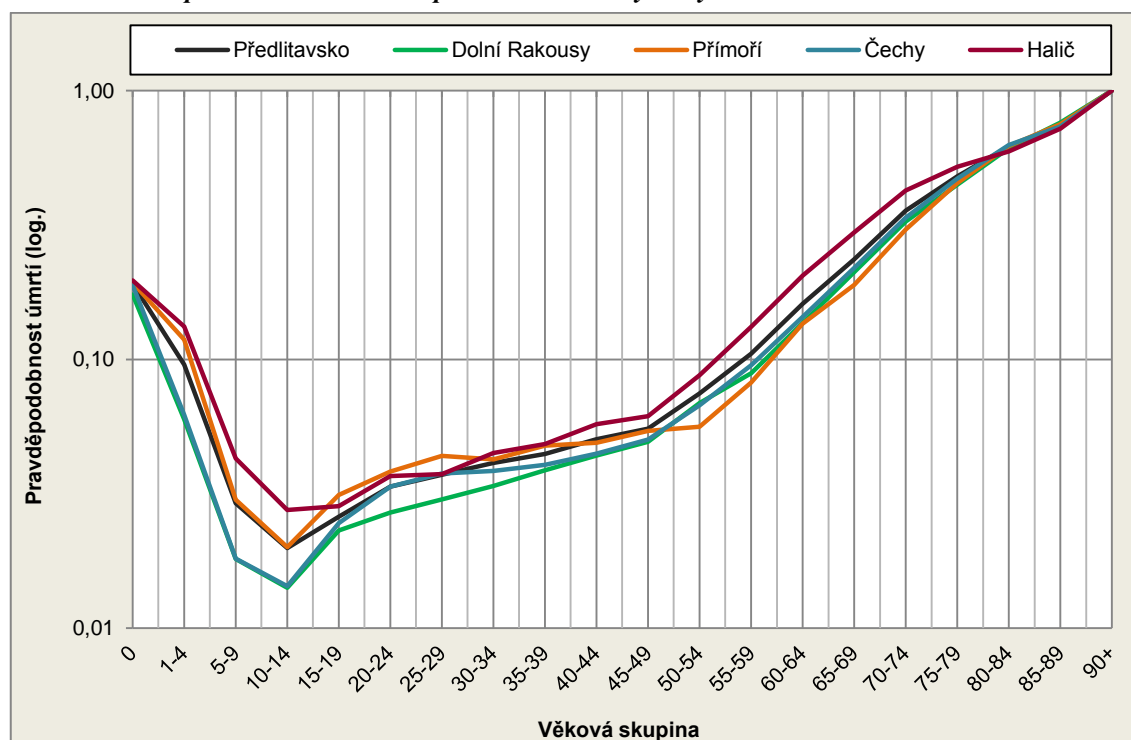
**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882, 1884, 1892, 1893, 1903, 1904, 1913 a 1914; vlastní výpočty

S tím, že měly ženy vesměs nižší úroveň tohoto ukazatele, koresponduje fakt, že úroveň  $q_x$  0,1000 byla pro ženy pozorována v prvním roce analýzy sice také v 50–54 letech, ve zbylých zkoumaných letech ale až o jednu věkovou skupinu později. Úroveň 0,5000 přesáhla pravděpodobnost úmrtí žen v roce 1881 a 1891 v 75–79 letech, ve zbylých dvou zkoumaných letech v 80–84 letech. Stejně jako u mužů došlo během sledovaného období k poklesu této tabulkové míry ve všech věkových skupinách, avšak největší snížení bylo pozorováno ve věku 1–4 let, ve kterém poklesla z úrovně 0,1802 v roce 1881 na 0,0957 v roce 1911. Nejméně se tato tabulková míra snížila v 15–19 letech.

U dívek měly v dětském věku mezi zeměmi opět ve všech sledovaných letech nejméně příznivé hodnoty zemědělské země Bukovina a Halič, s výjimkou kojeneckého věku také Přímoří (obr. 22 a 23). V roce 1901 a 1911 byly ale hodnoty pravděpodobnost úmrtí dívek v některých věkových kategoriích převyšeny úrovní tohoto ukazatele v Dalmácii. Velmi nepříznivé hodnoty pravděpodobnosti úmrtí mladých žen zhruba ve věku 15–39 byly ve Vídni, kde byla vysoká koncentrace obyvatelstva v produktivním věku. Naopak k roku 1911 se postupně úroveň  $q_x$  vídeňských žen snížila na hodnoty, které byly mezi ostatními zeměmi v těchto věkových skupinách příznivé. V roce 1891, pro který nebyla k dispozici data za Vídeň a Dolní Rakousy zvlášť, byly v tomto věkovém spektru nepříznivé hodnoty zjištěny zejména pro Dalmácii, což platilo i pro všechny zbylé roky analýzy; jinak si země byly hodnotami  $q_x$  žen blízké. V roce 1901 a 1911 ale ve věku 15–39 let mělo méně příznivé hodnoty i Kraňsko a Přímoří. Ve středním a vyšším věku se zcela nejvyšší pravděpodobnost úmrtí žen vyskytovala v Bukovině a Haliči; v těchto dvou zemích ale byly hodnoty vyšší po celé období pro téměř všechny věkové kategorie.

**Obr. 22:** Pravděpodobnost úmrtí žen v přesném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1881

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882 a 1884; vlastní výpočty

**Obr. 23:** Pravděpodobnost úmrtí žen v přesném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1911

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1913 a 1914; vlastní výpočty

Nejnižší  $q_x$  dívek v dětském věku byla v roce 1881 v Tyrolsku, a kromě kojeneckého věku i v Korutanech, Salcbursku a Horních Rakousích, což se podobně jako pro chlapce týkalo s jistým omezením i let 1891 a 1901. V posledním roce analýzy měly nejpriznivější hodnoty této tabulkové míry v dětském věku Dolní Rakousy včetně Vídně, ale také Vorarlbersko nebo Čechy, tedy průmyslové země. Vesměs tato zjištění platila také pro mladší a střední věkové kategorie žen. V nejvyšších věcích dosahovala kromě roku 1901 nejpriznivějších hodnot Dalmácie, kde se ale nejspíš jednalo o důsledek podregistrace dat o zemřelých, a kromě této jižní země byla nižší pravděpodobnost úmrtí zjištěna i pro ženy v Přímoří, ve kterém se, jak již bylo zmíněno, mohlo jednat taktéž o podhodnocení skutečnosti vlivem podregistrace počtu zemřelých. Na závěr by bylo dobré zmínit, že podobně jako u výše popsanych ukazatelů docházelo během studovaného období ke sblížování jejich úrovně mezi zeměmi, také hodnoty  $q_x$  jednotlivých zemí se během zkoumaných let více podobaly. Tuto skutečnost bylo možné pozorovat jak pro ženy, tak pro muže a je dobře patrná z výše uvedených obr. 19, 20, 22 a 23.

#### 4.5.2 Tabulkový počet dožívajících se přesného věku

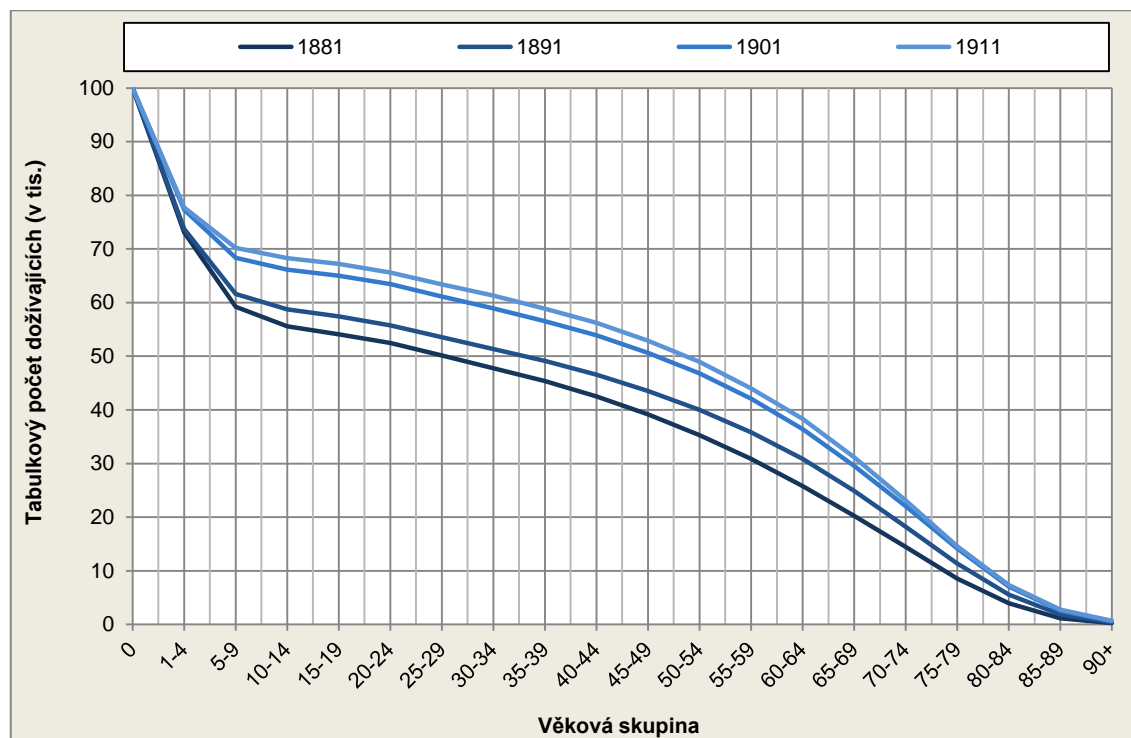
Křivka tabulkového počtu mužů a žen dožívajících se přesného věku v Předlitavsku měla obvyklý tvar. V důsledku vysokých počtů tabulkových zemřelých v kojeneckém a dětském věku, které jsou s vývojem křivky  $l_x$  podle věku v souladu, se do přesného věku 5–9 let tabulková populace  $l_x$  výrazně zmenšila. Její následný úbytek s rostoucím věkem byl pozvolnější, a to zhruba do přesného věku 55–59 let. Od tohoto stáří bylo patrné opět zrychlení poklesu až do nejvyšších věkových skupin, v nichž tabulková populace čítala pouze několik stovek mužů a žen. Popsaný průběh této křivky byl stejný ve všech zkoumaných letech, nicméně postupně docházelo mezi sledovanými roky k navyšování  $l_x$  především ve věku 5 až 59 let. Toto navyšování mezi analyzovanými kalendářními roky bylo ale částečně kompenzováno následným výraznějším úbytkem tabulkové populace  $l_x$  zhruba od 55–59 let zejména v posledních dvou zkoumaných kalendářních letech.

Velikost tabulkové populace mužů v přesném věku klesla v Předlitavsku v roce 1881 a 1891 z výchozích 100 000 chlapců ve věku 0 let na přibližně 60 000 chlapců ve věku 5–9 let (konkrétní počty byly 59 224 chlapců v roce 1881 a 61 598 chlapců v roce 1891, viz obr. 24), a ve zbylých dvou zkoumaných letech na zhruba 70 000 chlapců v tomto dětském věku (konkrétně v roce 1901 na 68 348 chlapců a v roce 1911 na 70 186). Toto postupné navyšování, respektive menší úbytek  $l_x$  chlapců v tomto věku, byl důsledkem snížení počtu tabulkových zemřelých v příslušných věkových skupinách vlivem celkového zlepšování úmrtnostních poměrů. Mezi přesným věkem 0 a 5–9 let se tedy tabulková populace dožívajících se chlapců přesného věku zmenšila zhruba o jednu třetinu.

V ostatních věkových kategoriích docházelo k dalšímu, postupnému snižování  $l_x$ , přičemž počet mužů menší než 50 000 se ve druhé polovině období analýzy vyskytl až v 50–54 letech. V roce 1881 ale pod 50 000 klesl počet mužů již o čtyři věkové kategorie dříve (tedy ve věku 30–34 let) a v roce 1891 o tři věkové skupiny dříve (tedy v 35–39 letech). Ve všech věkových kategoriích bylo v průběhu zkoumaných let patrné postupné zvyšování úrovně této tabulkové míry, mezi rokem 1881 a 1911 byl ale nejvýraznější nárůst pozorován ve středních věkových kategoriích. Zhruba ve věku 15–59 let se totiž úroveň tabulkového počtu dožívajících se tohoto

přesného věku zvýšila o zhruba 13 000 mužů v každé pětileté věkové skupině. Zcela největší rozdíl byl pozorován ve věkové kategorii 40–44 let, v níž bylo v roce 1881 evidováno 42 488 tabulkových mužů ve srovnání s počtem 56 234 mužů v roce 1911. Rozdíl mezi výchozím a koncovým rokem tak činil 13 746 mužů.

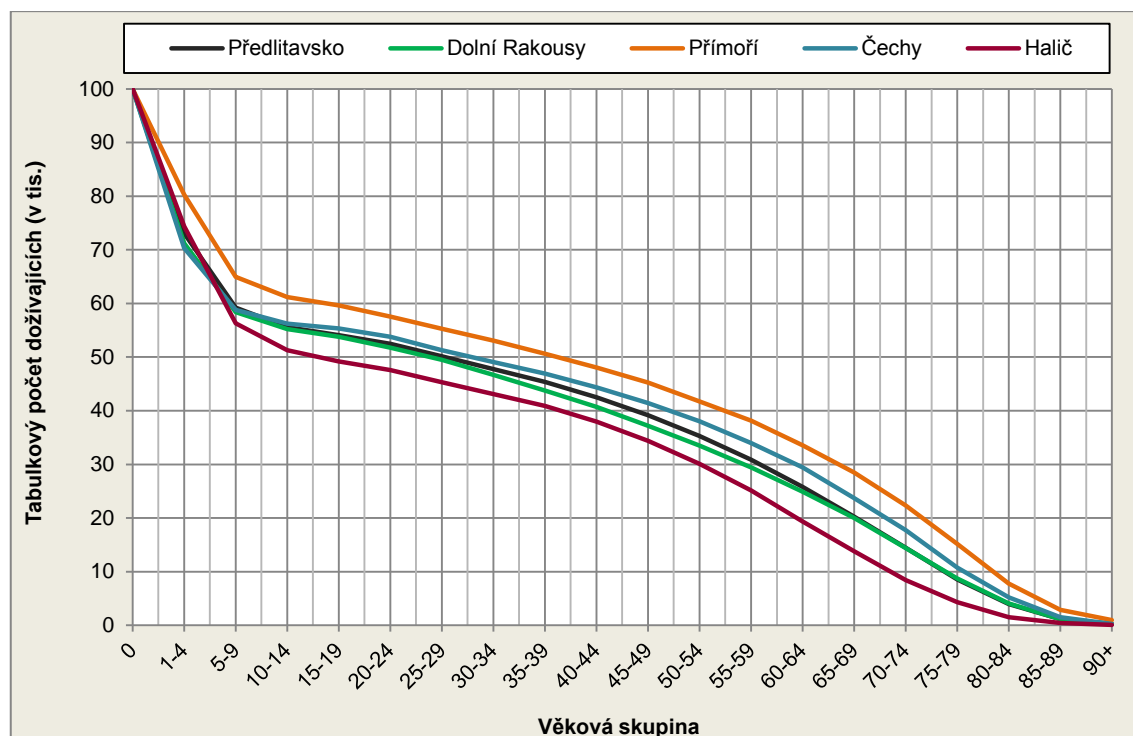
**Obr. 24: Tabulkový počet mužů dožívajících se přesného věku v Předlitavsku**



**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882, 1884, 1892, 1893, 1903, 1904, 1913 a 1914; vlastní výpočty

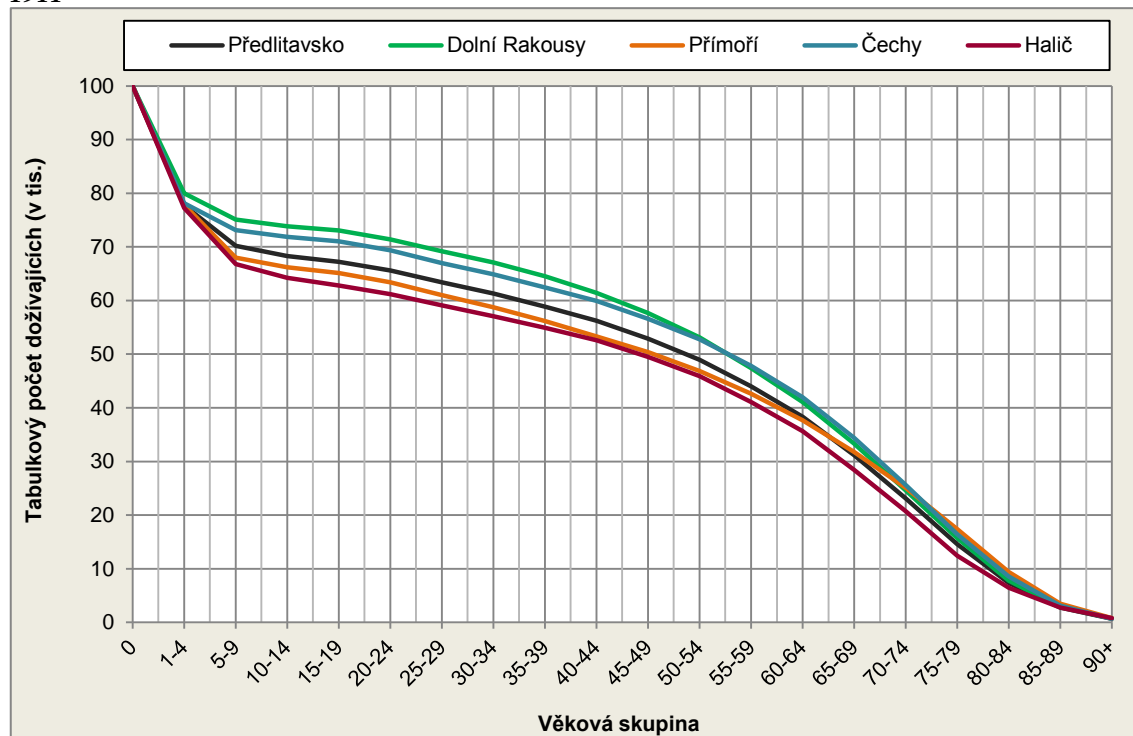
Tabulkový počet mužů dožívajících se přesného věku se mezi zeměmi lišil v roce 1881 a 1891 nejvíce v mladších věcích (cca v 10–29 letech), ve druhé části sledovaného období naopak spíše ve vyšších věcích (v 50–64 letech). Mezi prvním a posledním rokem zkoumaného období se ale celkově rozdíl mezi zeměmi snižovaly. Ve všech sledovaných letech měly napříč věkovým spektrem nejmenší tabulkovou populaci v přesném věku Bukovina a Halič (obr. 25 a 26), nicméně ve druhé polovině období tomu tak bylo především v mladších věkových skupinách. Kromě těchto dvou zemí měly v dětském a mladším věku proti ostatním zemím méně žijících chlapců v přesném věku v roce 1881 také Dolní Rakousy bez Vídně. V tomto výchozím roce měly všechny tyto země ve věku 5–9 let, do kterého se tato tabulková populace vlivem vysoké dětské úmrtnosti snížila velmi výrazně, tabulkový počet dožívajících se pouze o něco větší než 50 000 chlapců (konkrétně Bukovina 52 176, Dolní Rakousy bez Vídně 54 982 a Halič 56 305 chlapců). Dále v roce 1891 byly v dětských a mladších věkových skupinách méně příznivé počty než ve zbytku Předlitavska zjištěny v Salcbursku a v Čechách. Především Čechy ale do závěru zkoumaného období zaznamenaly zlepšení na příznivější úroveň, na čemž se mohl odrazit opět příznivější hospodářský vývoj a tudíž i nárůst životní úrovně. V posledním sledovaném roce byla nižší úroveň  $l_x$  mužů ve většině skupin dětského a mladšího dospělého věku i v Tyrolsku a Přímoří.

**Obr. 25:** Tabulkový počet mužů dožívajících se přesného věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1881



**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882 a 1884; vlastní výpočty

**Obr. 26:** Tabulkový počet mužů dožívajících se přesného věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1911

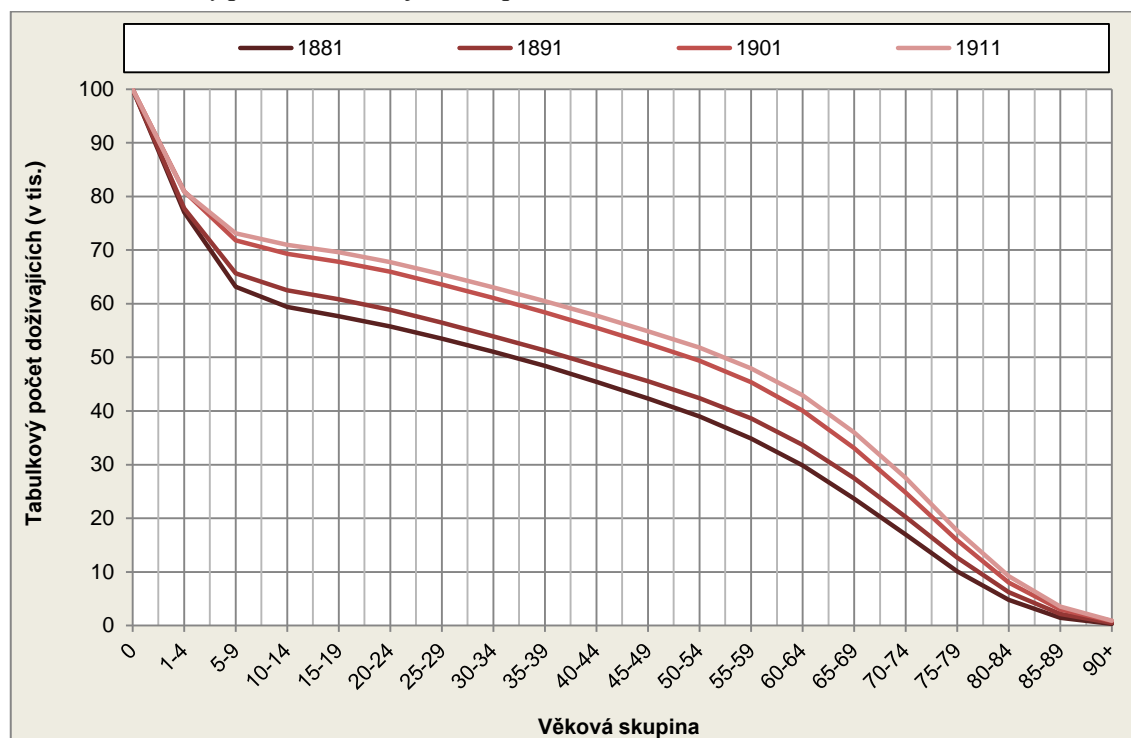


**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1913 a 1914; vlastní výpočty

Jak již bylo řečeno, ani ve starších věkových skupinách neměly ve srovnání se zbylým územím karpatské země Halič a Bukovina příznivou velikost této tabulkové populace mužů, přičemž po celé sledované období se to týkalo také Slezska. V roce 1881 se k těmto zemím nízkou početností blížila i Vídeň, na jejímž území bylo zaznamenáno ve věku 60–64 let v roce 1881, kterých se ve většině zemí dožívalo kolem 30 000 mužů, méně než 20 000 mužů, což platilo i pro Halič s Bukovinou. V závěrečném roce 1911 mělo navíc Slezsko v některých starších věkových skupinách hodnoty dokonce méně příznivé než Bukovina a Halič.

Naopak nejvyšší počty tabulkové populace v přesném věku v dětských a mladších věkových skupinách měla v roce 1881 a 1891 Dalmácie, kde se jednalo i o starší věkové skupiny, jenže jak již bylo zmíněno, u této země lze předpokládat celkové podhodnocení úmrtnostních poměrů vlivem nekvalitních dat. Kromě Dalmácie měly vyšší počty hlavně od 5–9 let také Tyrolsko, Vorarlbersko a Korutany, což platilo až do středních věkových skupin. V roce 1901 mělo zcela nejpříznivější počty právě Vorarlbersko, a to napříč věkovým spektrem, podobně jako v roce 1911, ve kterém se pohybovala na podobné úrovni  $l_x$  ve věku 1–9 let Vídně. Dolní Rakousy jako celek měly v letech 1881 a 1891 tabulkové počty dožívajících se přesného věku spíše nižší než ostatní země, nicméně postupně došlo k vylepšování jejich pozice mezi zeměmi a zlepšení na příznivější hodnoty, než byla předlitavská úroveň (podobná situace byla také v Čechách). Naopak příznivějších hodnot dosahovalo i ve středních a vyšších věcích opět Tyrolsko, Korutany a v nejvyšším věku také Kraňsko, což bylo patrné převážně v roce 1881 a 1891. Na počátku 20. století již zaznamenávalo příznivější hodnoty než většina zemí Vorarlbersko díky postupnému zlepšování úmrtnostních poměrů, podobně jako tomu bylo v Dolních Rakousích bez Vídně a Horních Rakousích.

Tabulkový počet žen dožívajících se přesného věku v Předlitavsku byl ve všech kalendářních letech a ve všech věkových skupinách vyšší než příslušný počet mužů. Po většinu sledovaného období byly největší rozdíly ve prospěch žen pozorovány v nejnižších věcích, nejvíce v 1–14 letech, v roce 1881 ale také v 50–64 letech. V závěru období byly ale zcela největší rozdíly mezi pohlavími zjištěny ve věku 55–74 let, kdy v každé z těchto věkových kategorií počet dožívajících se žen převyšoval počet dožívajících se mužů o zhruba 4 000 až 5 000 osob. Od přesného věku 0 let do 5–9 let došlo také u žen k výraznému zmenšení  $l_x$  (obr. 27), nicméně na rozdíl od mužů ani v jednom roce neklesl počet dívek v tomto věku pod 60 000. V roce 1881 se jich přesného věku 5–9 let dožilo 63 158, o deset let později 65 654, v roce 1901 to bylo 71 802 a v závěrečném roce 73 130. Od tohoto věku byl úbytek  $l_x$  s přibývajícím věkem pozvolnější, nicméně i pro ženy se opět zhruba od 55–59 let pokles opět zrychlil. Na polovinu se tato fiktivní populace žen snížila kromě roku 1881 ve věkové skupině 55–59 let (tedy o jednu věkovou kategorii později než v případě mužů), v roce 1881 ale již ve 35–39 letech. Také u žen se mezi jednotlivými zkoumanými kalendářními roky v každé věkové skupině hodnota  $l_x$  zvyšovala, přičemž stejně jako u mužů k nejvýraznějšímu zvýšení došlo mezi roky 1891 a 1901. Celkově mezi roky 1881 a 1911 největší nárůst zaznamenaly věkové skupiny 50–64 let, ve kterých se jednalo o zvětšení tabulkové populace žen v každé z nich zhruba o 13 000.

**Obr. 27: Tabulkový počet žen dožívajících se přesného věku v Předlitavsku**

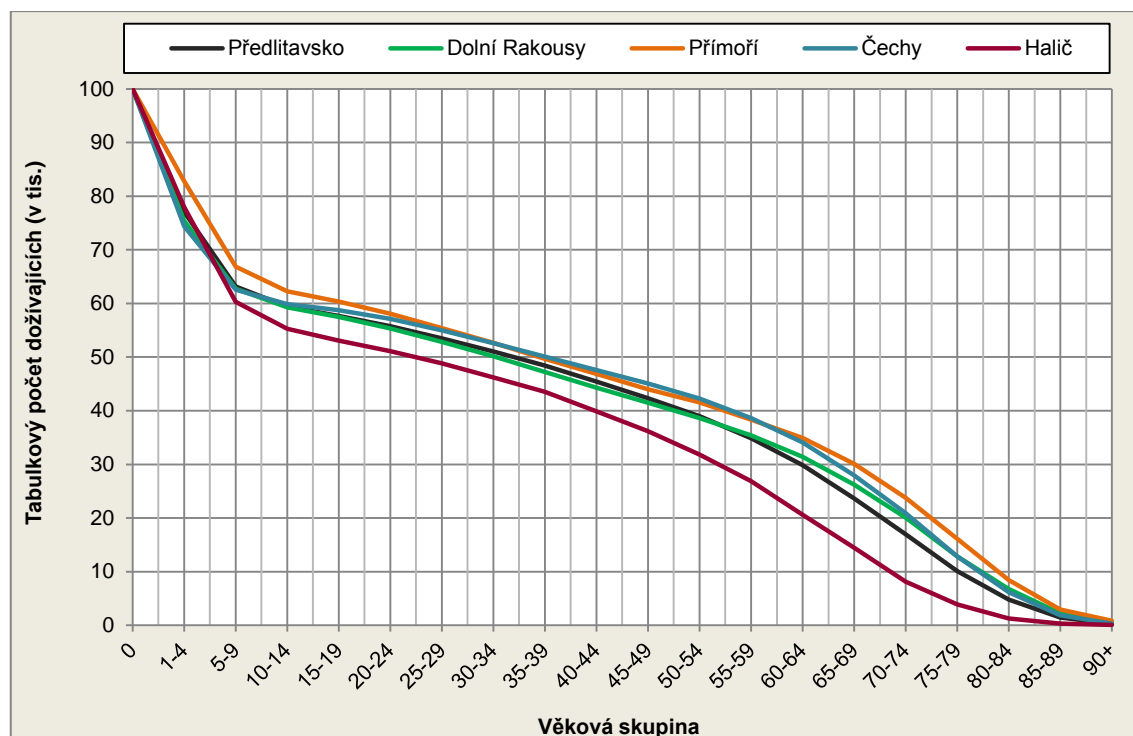
**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882, 1884, 1892, 1893, 1903, 1904, 1913 a 1914; vlastní výpočty

Stejně jako muži měly napříč věkovým spektrem vůbec nejnížší počty tabulkové populace dožívající se přesného věku ženy v Bukovině a Haliči (obr. 28 a 29), s výjimkou roku 1901, ve kterém byly menší počty zaznamenány pro Dalmácii, a to především od 5–9 let. V roce 1881 měly v mladší části věkových skupin nižší počty také Dolní Rakousy, resp. Dolní Rakousy bez Vídně, jejichž  $l_x$  čítala stejně jako v Haliči ve věku 5–9 let pouze zhruba 60 000 dívek (v Bukovině dokonce pouze zhruba 55 000). Roku 1891 se ve srovnání s ostatními zeměmi méně příznivé počty  $l_x$  vyskytly v Přímoří (s výjimkou věku 1–4 let) a v samém závěru období také v Tyrolsku. Je ale třeba zmínit přesný věk 1–4 let, ve kterém měly některé země ještě nižší počty tabulkové populace než právě vyjmenované země, a to vlivem vysoké kojenecké úmrtnosti. Řeč je v tomto případě především o Dolních Rakousích, Horních Rakousích a Čechách, což platilo zhruba do roku 1901 obdobně jako u chlapců. Od středního věku pak byly nejnížší počty tohoto tabulkového ukazatele zaznamenány kromě Bukoviny a Haliče také v roce 1881 ve Vídni a od roku 1891 v Přímoří.

Co se týče zemí s nejpočetnější tabulkovou populací žen v přesném věku, je třeba zmínit v počátku zkoumaného období Tyrolsko a Korutany, pakliže se nebere v potaz problematická Dalmácie. Především Korutany měly zejména od 5–9 let do 65–69 let nejpříznivější počty mezi zeměmi i v roce 1891, spolu s tímto územím ale v mladších věkových skupinách toto platilo i pro Vorarlbersko. Tato malá průmyslová země ve druhé polovině zkoumaného období zaznamenala velmi příznivé počty téměř ve všech věkových skupinách, což bylo pozorováno od roku 1901 i ve Vídni. Ve vyšších věcích, ve kterých se již úroveň  $l_x$  mezi zeměmi velmi sblížila, byly příznivé počty zjištěny i pro Horní Rakousy a dále Dolní Rakousy (s Vídni i bez Vídně).

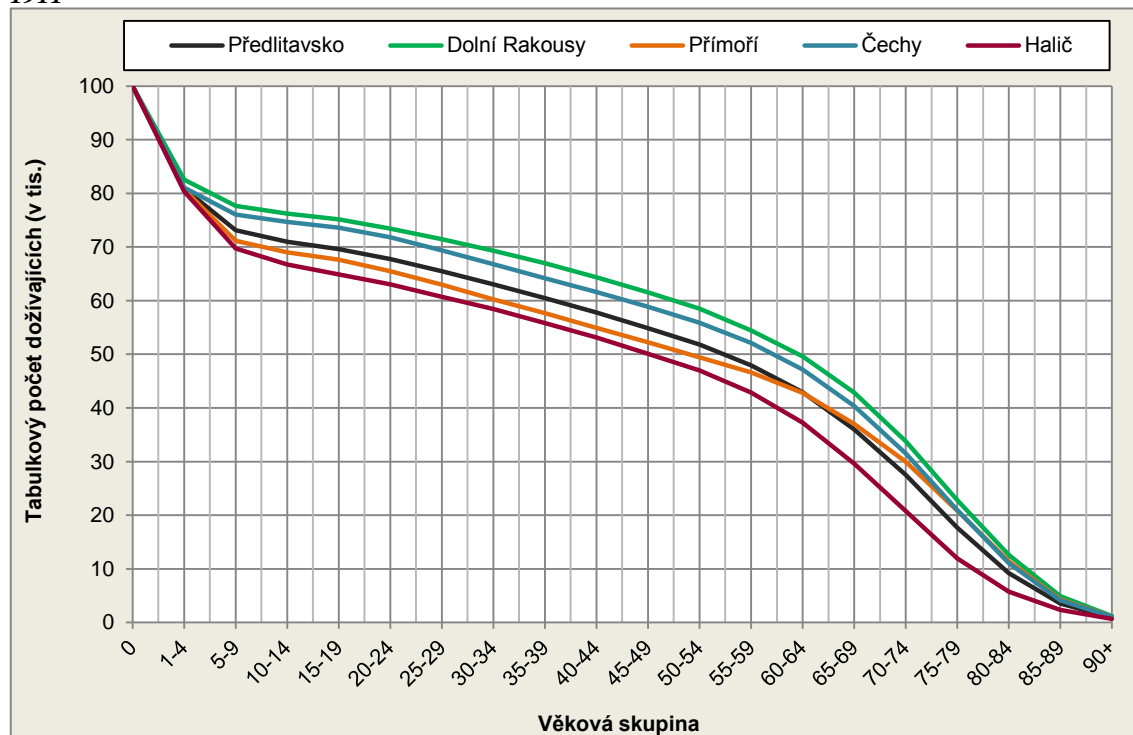


**Obr. 28:** Tabulkový počet žen dožívajících se přesného věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1881



**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882 a 1884; vlastní výpočty

**Obr. 29:** Tabulkový počet žen dožívajících se přesného věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1911



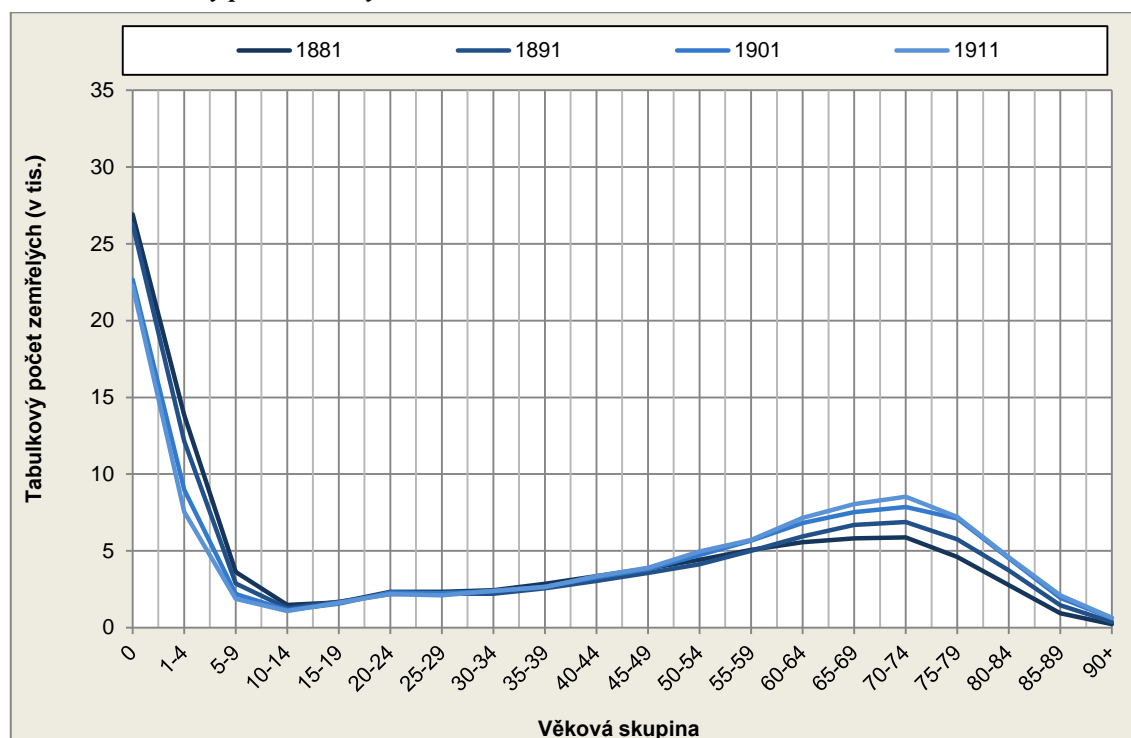
**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1913 a 1914; vlastní výpočty

### 4.5.3 Tabulkový počet zemřelých v dokončeném věku

Podobně jako u předchozího tabulkového ukazatele i křivka tabulkového počtu zemřelých mužů a žen v Předlitavsku začínala ve věku 0 na nejvyšších hodnotách vůbec, přičemž postupně klesala až do věku 10–14 let na hodnoty nejnižší. Ty byly kvůli ubývající exponované populaci znovu pozorovány až v 85–89 letech. Od věku 10–14 let úroveň  $d_x$  postupně narůstala až do věku 70–74 let, ve kterém dosahovala vrcholu. S ubývající tabulkovou populací se snižoval i tabulkový počet zemřelých řádově na stovky v nejvyšším věku. Takto vypadal průběh křivky po celé sledované období, nicméně postupně se tvar proměňoval v tom smyslu, že se hodnota tohoto ukazatele ve věku od 0 do 5–9 let snižovala a naopak rostla zhruba od 60–64 let věku.

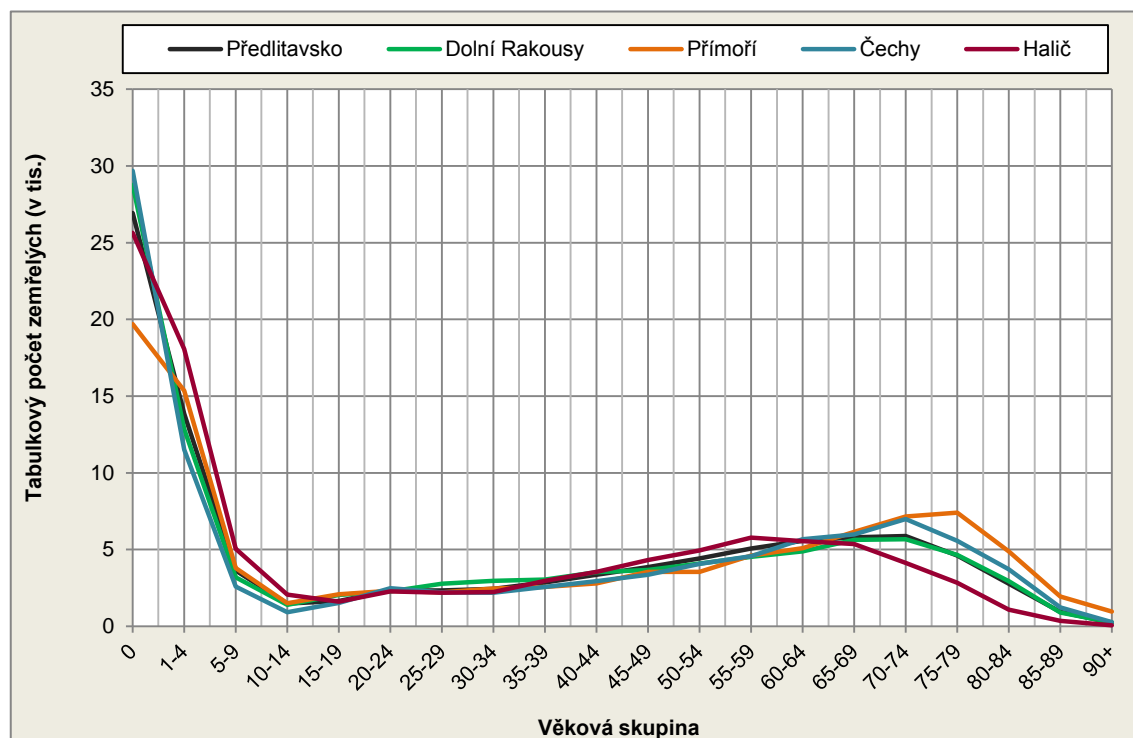
Ve věku 0 let zemřelo z tabulkové populace v Předlitavsku v prvních dvou sledovaných letech kolem 26 000 chlapců, ve zbylých letech kolem 22 000 chlapců (obr. 30). V 10–14 letech byla úroveň  $d_x$  zhruba dvacetkrát menší. Od tohoto věku postupně tabulkový počet zemřelých mužů narůstal, nicméně ani v jednom kalendářním roce nepřesáhl až do věku 35–39 let 3 000 mužů. Počet 5 000 zemřelých mužů byl ve všech letech analýzy překročen v dokončeném věku 55–59 let. Největší pokles  $d_x$  během zkoumaného období nastal v nejnižším dětském věku do 4 let, ve kterém se celkově tabulkový počet zemřelých chlapců v Předlitavsku snížil téměř o 11 000. Tento úbytek byl částečně nahrazen nárůstem ve vyšším věku, zvláště od 65 do 79 let. Souhrnně se tabulkový počet zemřelých mužů mezi rokem 1881 a 1911 do věku 35–39 let snižoval, a naopak od 40–44 let narůstal.

Obr. 30: Tabulkový počet zemřelých mužů v dokončeném věku v Předlitavsku



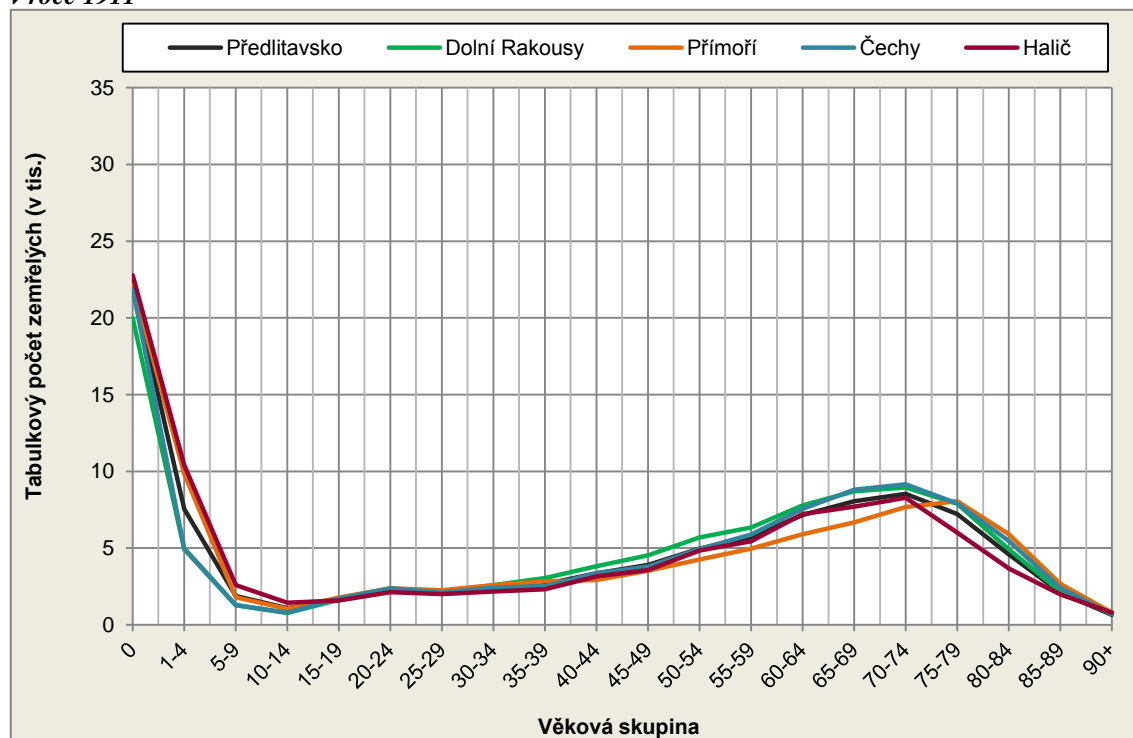
Zdroj: Österreichische Statistik, 1882, 1884, 1892, 1893, 1903, 1904, 1913 a 1914; vlastní výpočty

**Obr. 31:** Tabulkový počet zemřelých mužů v dokončeném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1881



Zdroj: Österreichische Statistik, 1882 a 1884; vlastní výpočty

**Obr. 32:** Tabulkový počet zemřelých mužů v dokončeném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1911

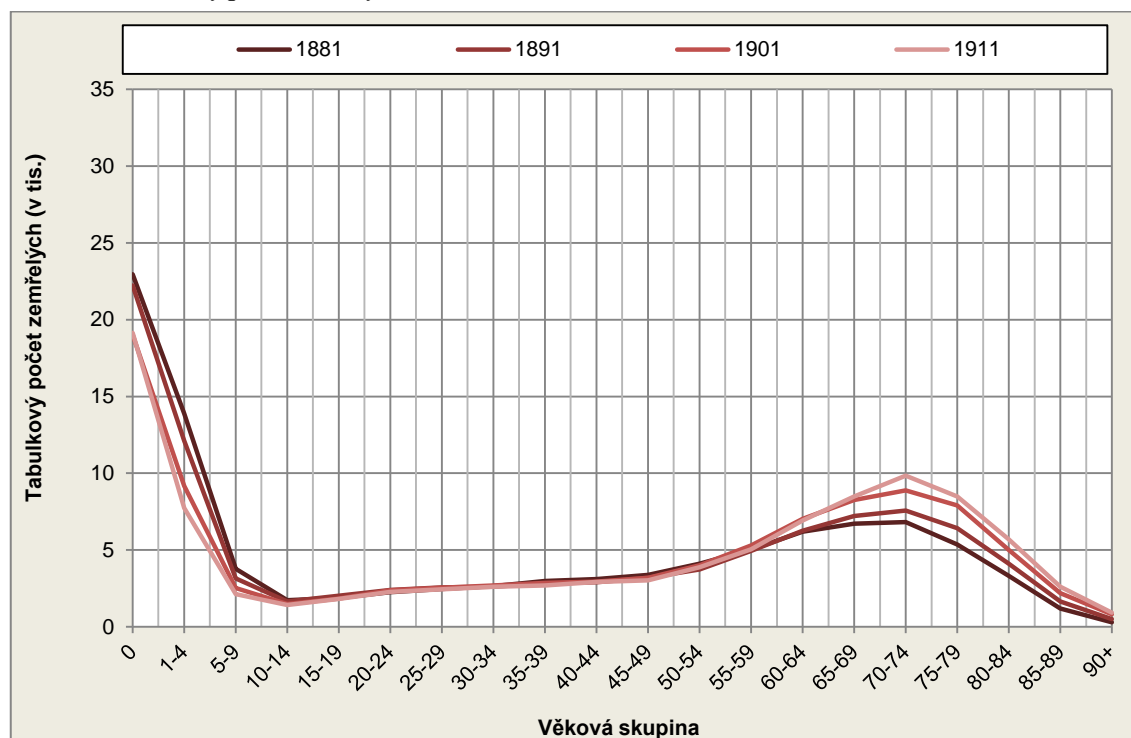


Zdroj: Österreichische Statistik, 1913 a 1914; vlastní výpočty

V souladu s úrovní kojenecké úmrtností se mezi země, které měly nejvyšší počty tabulkových zemřelých chlapců ve věku 0 let, řadily tytéž země jako v případě kvocientu kojenecké úmrtnosti. Konkrétně se jednalo v letech 1881, 1891 a v podstatě i 1901 o Horní Rakousy, Bukovinu a Čechy, ve kterých počet zemřelých kolísal kolem 30 000, v roce 1881 ale také o Dolní Rakousy bez Vídně. Pro rok 1891 lze k těmto zemím přiřadit i Salcbursko. V posledním sledovaném roce již mezi tyto země nepatřily Čechy ani Dolní Rakousy, nicméně v Salcbursku, Horních Rakousích a Bukovině stále převládaly vyšší počty než v ostatních zemích, a nově v tomto roce také v Tyrolsku. Tabulkový počet zemřelých mužů v Tyrolsku v porovnání s rokem 1881 dokonce stoupl, což, jak již bylo zmíněno v případě kojenecké úmrtnosti, mohlo být spojeno se zlepšenou kvalitou dat a zároveň negativním působením socioekonomických faktorů. V dětském věku měla ale po celé období analýzy méně příznivé hodnoty  $d_x$  také Halič. Až na výjimky bylo ve většině zemí pozorováno minimum v 10–14 letech (pakliže se neberou v potaz nejvyšší věkové kategorie); s přibývajícím věkem hodnoty ukazatele postupně rostly. Kromě zmíněných zemí byly s výjimkou kojeneckého věku méně příznivé hodnoty zjištěny také v roce 1881 pro Vídeň, od roku 1891 pro Kraňsko a v letech 1881, 1891 a 1901 i pro Přímoří. Na obr. 31 a 32 je patrný vývoj tabulkového počtu zemřelých mužů v dokončeném věku ve vybraných předlitavských zemích.

Ve středních věkových kategoriích v podstatě ve všech zkoumaných letech zemřelo tabulkově nejvíce mužů ve Vídni podobně jako ve Slezsku. V nejvyšším věku, zhruba od věku 60–64 let, zemřelo tabulkově nejvíce mužů v Dalmácii, Tyrolsku, Kraňsku, Horních Rakousích a Vorarlbersku. Je třeba brát v úvahu, že země, které měly vysoké počty zemřelých v dětských věkových skupinách, měly tyto počty ve středním a vyšším věku ve srovnání s ostatními zeměmi nižší vlivem dřívějšího a výraznějšího vymírání tabulkové populace. Tato skutečnost platila i obráceně, tedy v zemích, kde byly v dětském věku zjištěny spíše nižší počty zemřelých, docházelo ke kompenzaci vyšším počtem zemřelých ve vyšších kategoriích věku. Tento fakt byl pozorován jak u mužů, tak u žen.

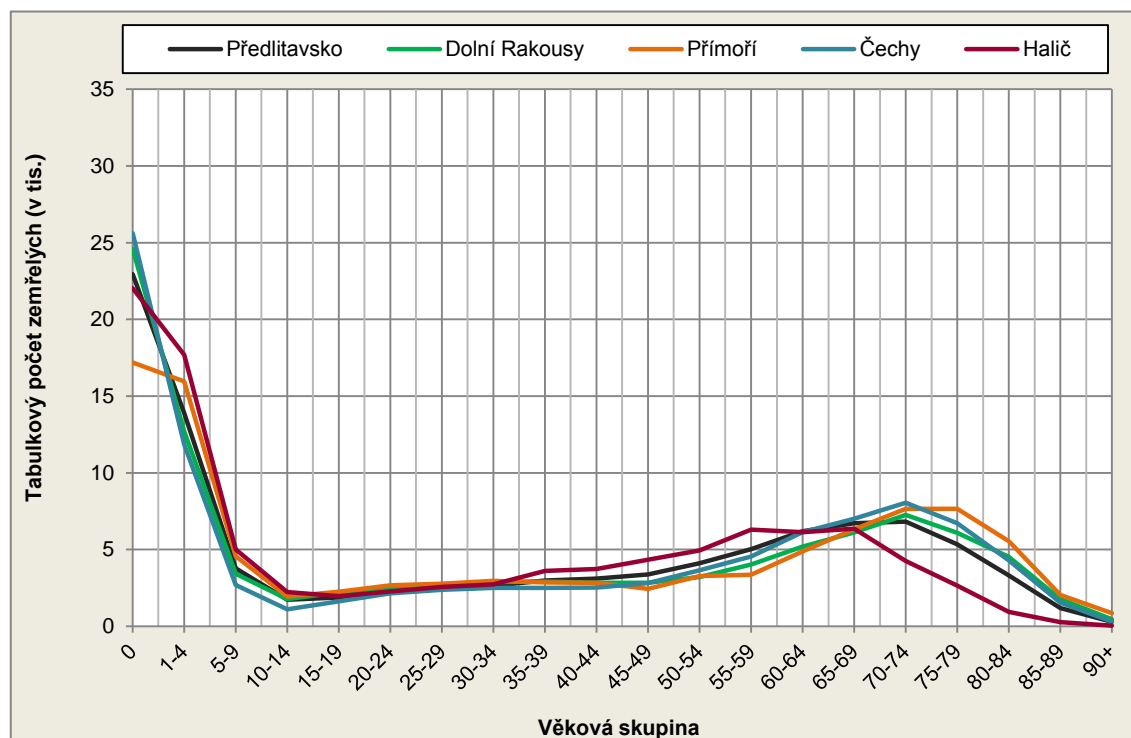
Tabulkový počet zemřelých žen Předlitavska byl nižší než počet mužů pouze v některých věkových skupinách. Nejvýrazněji tomu bylo ve věku 0 let, ve kterém tabulkově zemřelo dívek o 3 000–4 000 méně než chlapců. V tomto kojeneckém věku byl zjištěn zcela nejvyšší počet zemřelých, který v Předlitavsku činil ve výchozím roce 22 955 tabulkových dívek, podobně jako v roce 1891 (obr. 33). Ve druhé polovině období analýzy tento počet klesl pod 20 000, přičemž v roce 1911 představoval 19 135 dívek. S přibývajícím věkem úroveň  $d_x$  klesala až na nejnižší hodnoty ve věku v 10–14 letech. Podle tabulek úmrtnosti zemřelo v každé věkové skupině kromě roku 1881 méně než 3 000 žen až do věku 40–44 let, více než 5 000 bylo stejně jako u mužů zjištěno zhruba ve věku 55–59 let. Navyšování úrovně tohoto ukazatele s přibývajícím věkem bylo rychlejší než u mužů. Ovšem pro ženy bylo mezi počátkem a koncem období analýzy pozorováno snížení  $d_x$  od věku 0 až do věku 50–54 let, tedy do vyššího věku než u mužů. Následný nárůst byl ale o to výraznější. Během sledovaného období nejvíce poklesl tabulkový počet zemřelých ve věku 0–4 let (snížení činilo zhruba 10 000 dívek mezi rokem 1881 a 1911), což bylo kompenzováno nárůstem zemřelých zejména ve věku 70–79 let (tento nárůst tvořil asi 6 000 tabulkových zemřelých žen).

**Obr. 33: Tabulkový počet zemřelých žen v dokončeném věku v Předlitavsku**

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882, 1884, 1892, 1893, 1903, 1904, 1913 a 1914; vlastní výpočty

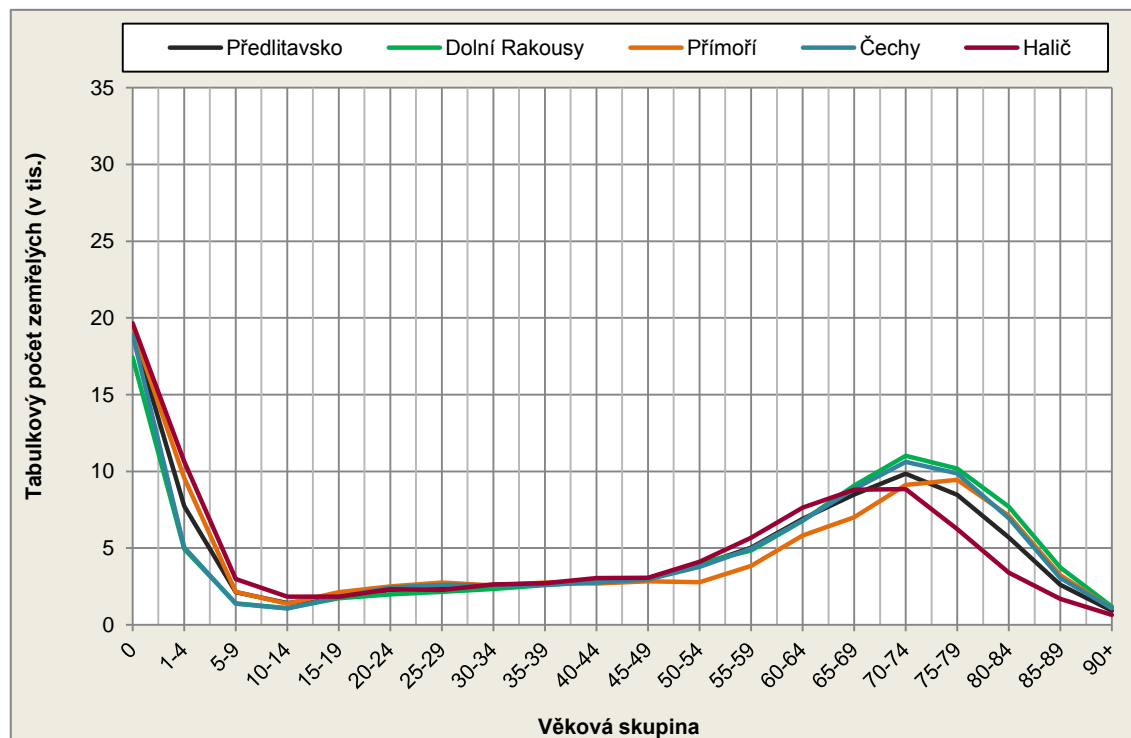
Z regionálního pohledu byl ve všech kalendářních letech nejvyšší nebo téměř nejvyšší tabulkový počet zemřelých dívek v Bukovině a Haliči, a s výjimkou kojeneckého věku též v Kraňsku a Přímoří. Ve věku 0 let byla ale největší úroveň  $d_x$  pozorována v Dolních Rakousích (resp. Dolních Rakousích bez Vídně), v Horních Rakousích a v Čechách, v roce 1891 také v Salcbursku a v posledním sledovaném roce i v Tyrolsku. V roce 1911 ale Čechy již mezi tyto země nepatřily, jejich tabulkový počet zemřelých dívek kojeneckého věku se pohyboval na velmi podobné úrovni jako pro celé Předlitavsko. Tato zjištění odpovídají vývoji zejména kvocientu kojenecké úmrtnosti. V mladším a středním věku byly největší hodnoty tabulkového počtu zemřelých zjištěny na začátku analyzovaného období pro Přímoří, Vorarlbersko a Vídeň. V roce 1891 byly takové hodnoty pozorovány pro ženy ve Vorarlbersku, a ve druhé polovině období v Tyrolsku a Slezsku. Nicméně vyšší počty tabulkových zemřelých se v této zemi objevily spíše ve středním a vyšším věku. V nejvyšších věkových skupinách zemřelo dle úmrtnostních tabulek nejvíce žen v Korutanech a Dalmácii (s výjimkou roku 1901, ve kterém měla vysoké počty zemřelých žen v mladších věkových skupinách, tudíž byla velikost tabulkové populace ve vyšších věcích menší). Především v roce 1901 a 1911 byly v nejvyšším věku největší počty zemřelých zjištěny pro Dolní Rakousy, Horní Rakousy a pro některé věkové kategorie také pro Vorarlbersko, což odpovídá jejich postupnému snižování ve věku mladším. Pro znázornění vývoje tabulkového počtu žen v dokončeném věku pro některé ze zmíněných zemí slouží obr. 34 a 35.

**Obr. 34:** Tabulkový počet zemřelých žen v dokončeném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1881



Zdroj: Österreichische Statistik, 1882 a 1884; vlastní výpočty

**Obr. 35:** Tabulkový počet zemřelých žen v dokončeném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1911



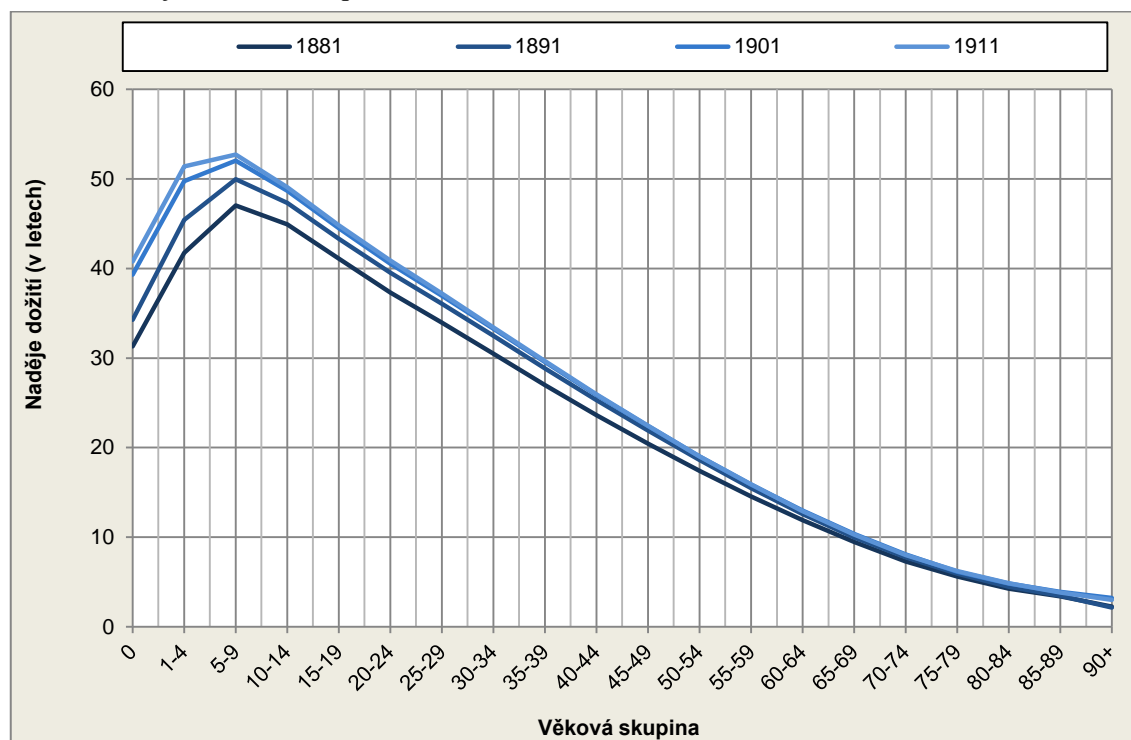
Zdroj: Österreichische Statistik, 1913 a 1914; vlastní výpočty

Jak již bylo zmíněno, země s vyššími počty zemřelých v mladších věkových skupinách zaznamenávaly ve vyšším věku tyto počty ve srovnání s ostatními zeměmi naopak nižší, což platilo i opačně – vždy se tedy ve vyšších věkových kategoriích jednalo o jistou kompenzaci počtu zemřelých v nižším věku. Proto není překvapující, že v dětském věku byly i v případě žen nejpříznivější počty  $d_x$  pozorovány v roce 1881 v Tyrolsku (s výjimkou kojeneckého věku), dále také v Korutanech, Horních Rakousích a Salcbursku, a v podstatě také v Čechách. S jistým omezením toto platilo i v dalších letech, kdy se k těmto zemím přiřadily i Dolní Rakousy. V závěru analyzovaného období měly v dětském věku nejpříznivější úroveň tabulkového počtu zemřelých dívek Vorarlbersko, Dolní Rakousy (v této zemi se jednalo i o ženy v mladší dospělosti) a Čechy. Ve středním a vyšším věku byly nejnižší počty  $d_x$  žen ve všech zkoumaných letech zaznamenány obzvláště v Přímoří, v některých věkových skupinách i v Dalmácii. V nejstarších věkových kategoriích byly zcela nejnižší počty tohoto tabulkového ukazatele pro ženy pozorovány v karpatských zemích v důsledku malé početnosti jejich tabulkové populace tohoto stáří. Na závěr je nutné zmínit, že ve sledovaném období se v jednotlivých zemích úroveň  $d_x$  změnila tím způsobem, že se především v dětském věku snižovala a naopak ve vyšším věku narůstala vlivem celkového zlepšování úmrtnostních poměrů. Výjimku ale tvořily Kraňsko, Přímoří, Tyrolsko a Dalmácie, kterým, stejně jako v případě kvocientu kojenecké úmrtnosti, mezi rokem 1881 a 1911 narostl počet zemřelých kojenců, ačkoli v ostatních dětských věkových skupinách zaznamenaly zpravidla také pokles. Tato skutečnost byla pozorována pro ženy i muže.

#### 4.5.4 Naděje dožití

Křivka naděje dožití mezi přesnými věky mužů i žen v Předlitavsku začínala kvůli tehdejší vysoké kojenecké úmrtnosti ve věku 0 let na nižších hodnotách, než které byly zaznamenány pro následující dětské věkové skupiny. Nejvíce let zbývajících k dožití měli chlapci i dívky ve věku 5–9 let, přičemž s přibývajícím věkem se jejich počet plynule snižoval až na několik málo let v nejvyšší věkové skupině. Během sledovaného období se průběh křivky neměnil, ale postupně docházelo k navyšování naděje dožití především v dětském věku, což bude přiblíženo níže v rámci popisu výsledků použitých metod Rolanda Pressata a Eduarda E. Arriagy.

V přesném věku 0 let dosahovala naděje dožití chlapců v Předlitavsku v prvním roce analýzy 31,3 roku, postupně se ale ke konci období navýšila na 40,8 let (obr. 36). Celkový rozdíl tak činil téměř 10,0 let. Ve věku 1–4 let byla naděje dožití vyšší než při narození, nejvyšší byla ovšem ve věku 5–9 let. Pro tento věk v roce 1881 činila 47,0 let, tedy o téměř 16 let více než pro narozené. Ve zbylých letech analýzy naděje dožití v tomto přesném věku přesáhla 50 let. Od 5–9 let se snižovala plynule, přičemž úroveň  $e_0$  byla znovu pozorována zhruba ve věku 25–29 let. Méně než 10 let zbývajících k dožití měli muži ve věku 70–74 let, na začátku analyzovaného období ale o jednu věkovou skupinu dříve, tedy v 65–69 letech.

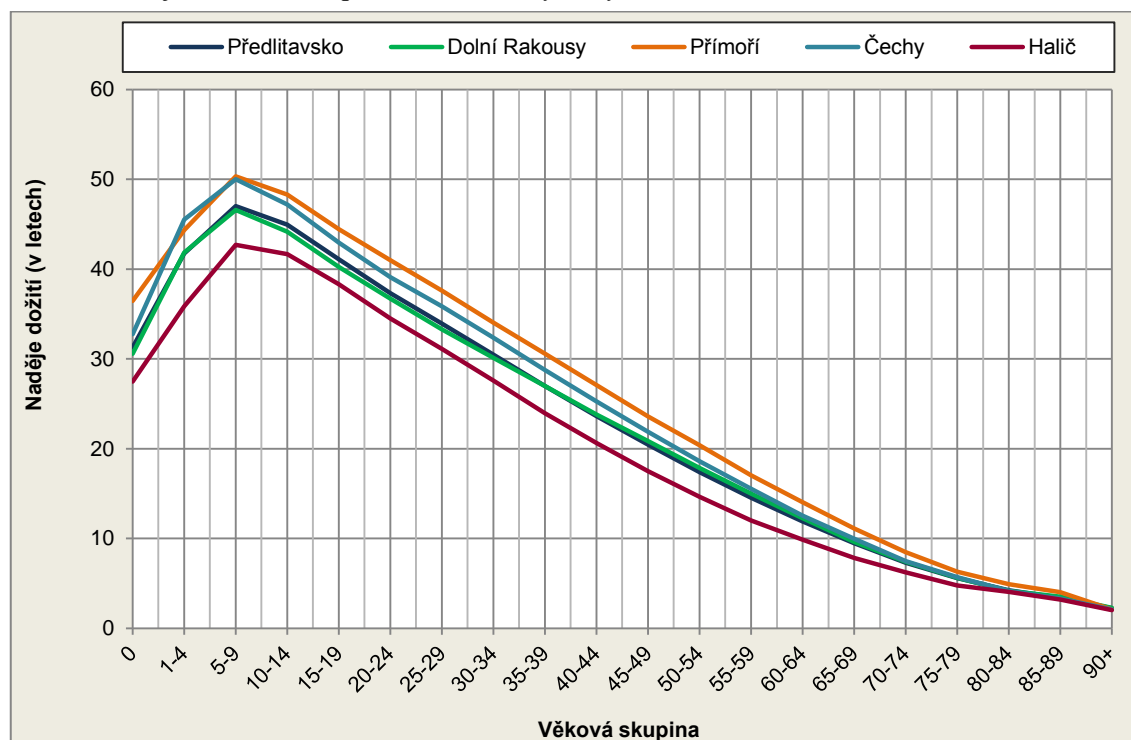
**Obr. 36: Naděje dožití mužů v přesném věku v Předlitavsku**

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882, 1884, 1892, 1893, 1903, 1904, 1913 a 1914; vlastní výpočty

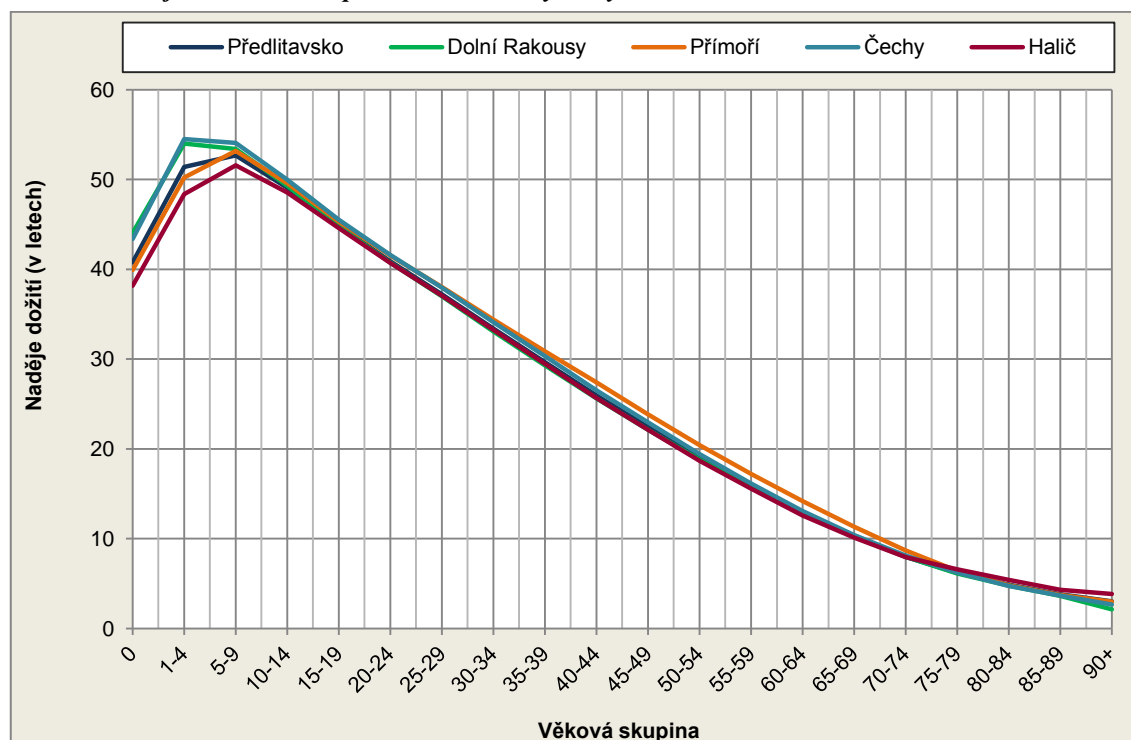
I v rámci tohoto tabulkového ukazatele se nejméně příznivé hodnoty vyskytly pro muže v Haliči (obr. 37 a 38) a Bukovině, což bylo patrné zejména pro první dva sledované roky. Od roku 1901 se totiž ve většině věkových skupin  $e_x$  v těchto zemích blížila celkové předlitavské úrovni. Na počátku sledovaného časového úseku se zhruba do věku 40–44 let na podobné úrovni jako v karpatských zemích pohybovala také  $e_x$  mužů ve Vídni. V roce 1901 dosahovala naděje dožití chlapců v dětských věkových skupinách nejnižších hodnot v Dalmácii, kde bylo k tomuto roku zaznamenáno celkové zhoršení úmrtnostních ukazatelů, zřejmě vlivem zkvalitnění datové základny. Zhruba od věku 10–14 let měli nižší naděje dožití v roce 1901 také chlapci ve Slezsku, což se týkalo také mužů středního věku. V posledním roce analýzy měly nejméně příznivé hodnoty v dětském věku opět Halič a Bukovina, dále znovu Slezsko, kde se ale jednalo o nižší naděje dožití napříč věkovým spektrem, a zhruba do 24 let věku i Kraňsko. Ve vyšším věku bylo nejméně let zbývajících k dožití zjištěno pro muže ve Štýrsku, Salcbursku a Horních Rakousích, což se týkalo zejména let 1881 a 1891. V roce 1901 byly jedny z nejnižších hodnot  $e_x$  pozorovány zhruba od 45–49 let věku v Korutanech, a v nejvyšších věkových kategoriích i v Tyrolsku. V posledním sledovaném roce byla od 55 let věku nejnižší naděje dožití pozorována mezi zeměmi v Salcbursku.

Pro muže všech věkových skupin měla podle výsledků analýzy v roce 1881 nejvyšší naděje dožití mužů Dalmácie, jednalo se ale o neúměrně vysoké hodnoty vzhledem k životním podmínkám v této zemi. Nejvyšší naděje dožití dosahovali muži v této zemi v některých věkových skupinách i v roce 1891 a 1911, v roce 1901 bylo ale zaznamenáno naopak její snížení ve srovnání s předešlými roky analýzy. Lze se proto domnívat, že tento pokles byl spíše přiblížením se jejím skutečným úmrtnostním poměrům.



**Obr. 37:** Naděje dožití mužů v přesném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1881

Zdroj: Österreichische Statistik, 1882 a 1884; vlastní výpočty

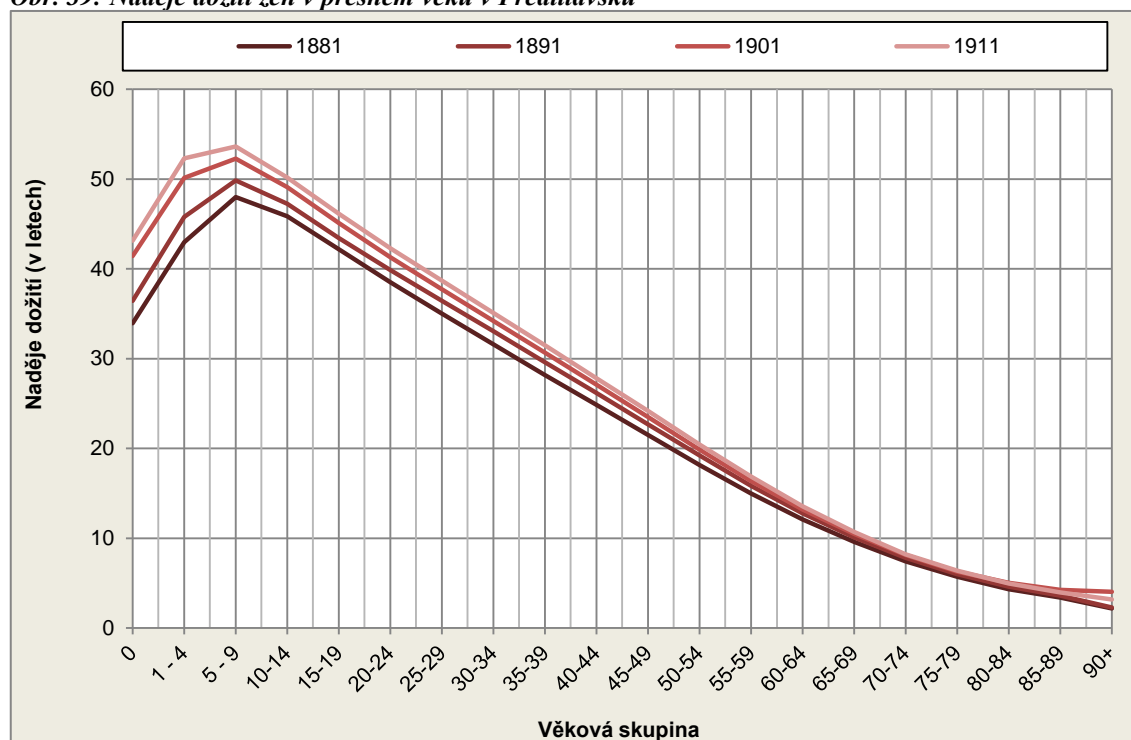
**Obr. 38:** Naděje dožití mužů v přesném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1911

Zdroj: Österreichische Statistik, 1913 a 1914; vlastní výpočty

Kromě této země bylo nejvíce let zbývajících k dožití mužům napříč všemi věky zaznamenáno roku 1881 v Tyrolsku a Přímoří, a s výjimkou těchto zemí v dětských věkových skupinách také v Horních Rakousích a Salcbursku. Podobně byla v roce 1891 nejvyšší naděje

dožití v dětském věku zjištěna pro chlapce v Horních Rakousích, a dále v Korutanech a Vorarlbersku. Horní Rakousy a Vorarlbersko spolu s Dolními Rakousy bez Vídně dosahovaly nejpříznivějších hodnot také během druhé poloviny zkoumaného období. Ve středních věkových kategoriích mělo roku 1891 příznivější hodnoty také Kraňsko (zhruba od 20 let do 59 let), od roku 1901 také Přímoří, i když se v této zemi jednalo spíše o střední až vyšší věk. Zajímavé je, že pro většinu zemí byla zaznamenána maximální výše  $e_x$  mužů ve věku 5–9 let, s výjimkou Vorarlberska, kde tomu bylo již v 1–4 letech. Zatímco v roce 1881 maximální hodnota jen výjimečně přesáhla 50 let, v roce 1911 tuto úroveň převýšily hodnoty naděje dožití ve všech zemích Předlitavska.

**Obr. 39: Naděje dožití žen v přesném věku v Předlitavsku**



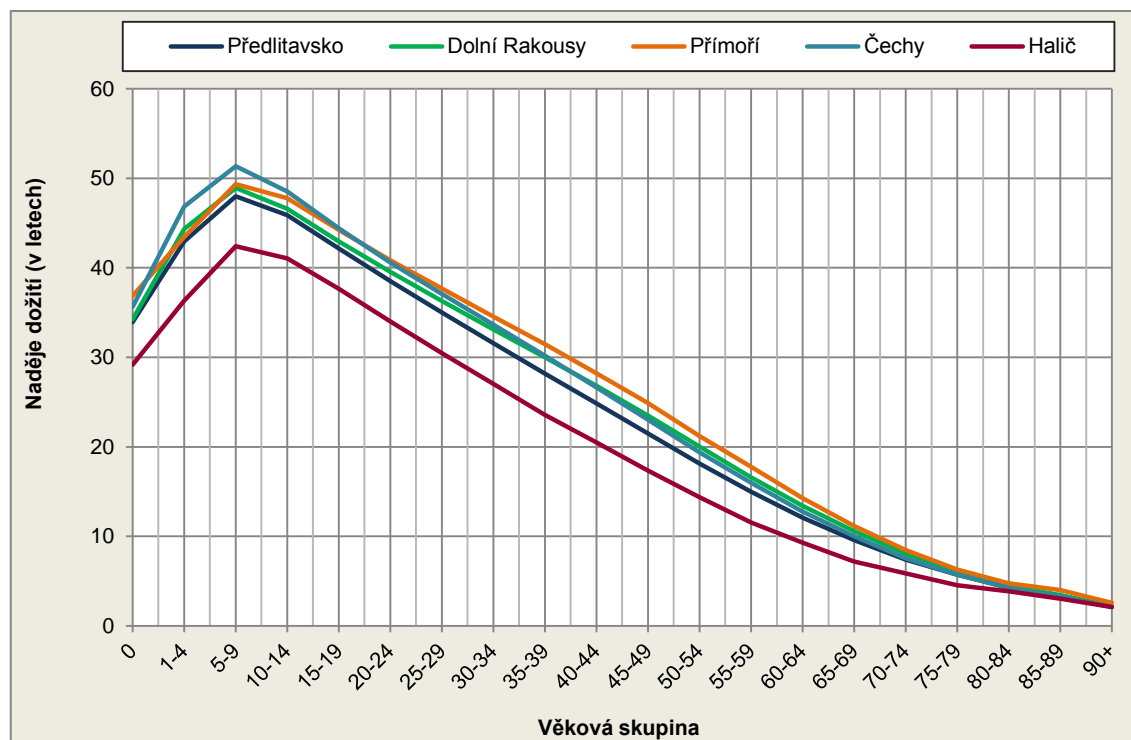
**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882, 1884, 1892, 1893, 1903, 1904, 1913 a 1914; vlastní výpočty

Ženy v Předlitavsku měly takřka ve všech věkových kategoriích po celé období naději dožití vyšší nebo stejnou jako muži. Nejvýraznější rozdíl ve prospěch žen bylo možné pozorovat v přesném věku 0 let, s přibývajícím věkem se odlišnosti v hodnotách pro obě pohlaví snižovaly. Pakliže se ale  $e_x$  žen pohybovala na nižších hodnotách než pro muže, jednalo se o rozdíl pouze řádově v desetíně roku. Také pro ženy dosahoval tento ukazatel ve věkových skupinách 0–4 let nižší úroveň než v 5–9 letech vlivem vysoké kojenecké a dětské úmrtnosti, takže ve věku 5–9 let zbývalo dívkám k dožití nejvíce let (obr. 39). Na počátku zkoumaného období činila tato hodnota 48,0 let a na konci období již 53,6 let. Stejně jako u mužů i u žen klesla úroveň tohoto ukazatele na hodnoty zaznamenané při narození zhruba ve věku 25–29 let, případně o jednu věkovou skupinu dříve. V průměru kolem 30,0 let zbývajících k dožití měly ženy zhruba ve 35–39 letech a tato úroveň dále s přibývajícím věkem klesala. Méně než 10,0 let zbývalo k dožití ženám v Předlitavsku nejdříve ve věku 65–69 let.

Naděje dožití žen byla zpravidla v jednotlivých zemích vyšší než naděje dožití mužů, bylo ale možné najít i výjimky. Ve většině věkových kategorií byly touto výjimkou ve všech sledovaných letech karpatské země Halič a Bukovina, v roce 1881 se tato situace týkala částečně i Vorarlberska a v roce 1891 i Štýrska, Přímoří a Tyrolska. Rozdíl ve prospěch mužů zpravidla nečinil více než 1 rok.

Nejnižších hodnot naděje dožití žen téměř všech věkových skupin ve všech zkoumaných letech dosahovaly stejně jako u mužů Halič (obr. 40 a 41) a Bukovina. V roce 1901 byla ale naděje dožití těchto dvou zemí překonána nízkou úrovní Dalmácie, což se týkalo věku 0–34 let. O něco méně příznivé hodnoty než v celém Předlitavsku měly v roce 1881 v mladším věku ženy i ve Vídni (zhruba do 20–24 let). Pro rok 1891 sice nebyla data pro Dolní Rakousy a Vídeň zvlášť, nicméně v roce 1901 již naopak naděje dožití dívek a žen Vídně převyšovala hodnoty zjištěné pro celé předlitavské území. Kromě těchto zemí neměly ve středním a vyšším věku zejména v roce 1891 příznivou naději dožití žen Korutany, a dále v roce 1911 v dětském věku dívek Kraňsko.

**Obr. 40: Naděje dožití žen v přesném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1881**

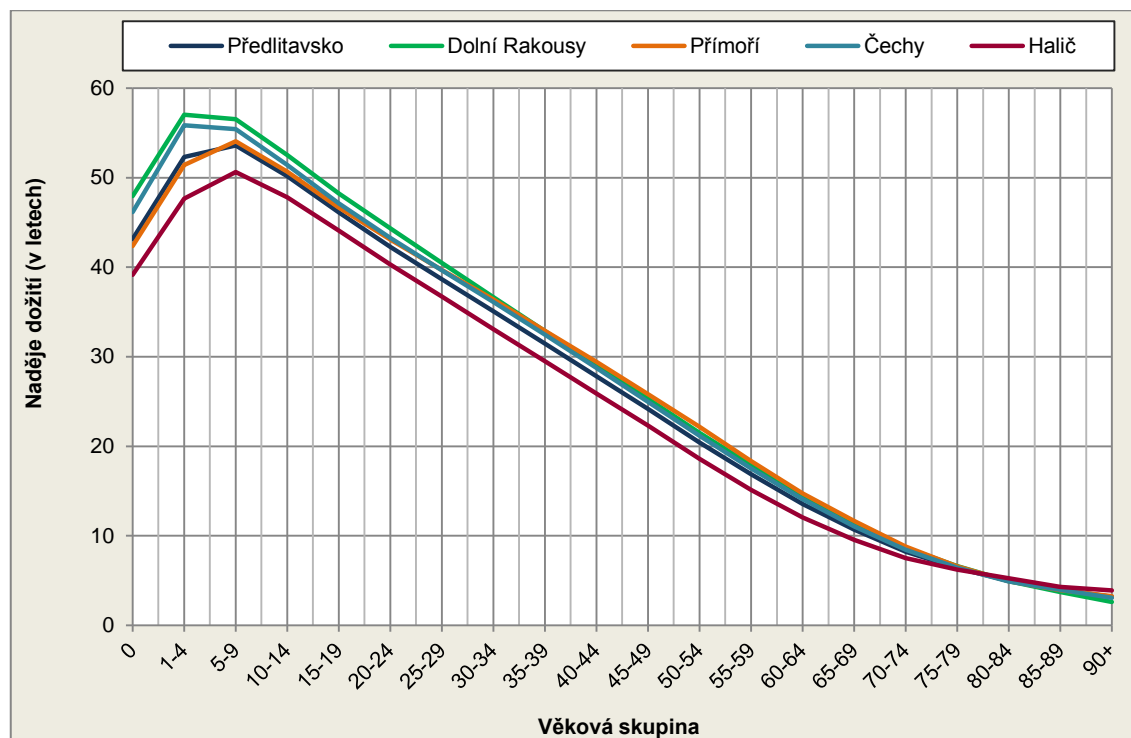


**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882 a 1884; vlastní výpočty

Naopak nejvyšší nebo téměř nejvyšší naděje dožití byla s výjimkou roku 1901 pozorována v Dalmácii. Kromě této země měly nejvyšší  $e_x$  v dětském a mladším věku dívky a ženy v roce 1881 v Horních Rakousích (přibližně do 29 let), v Korutanech a Tyrolsku, což s výjimkou Tyrolska platilo v podstatě i pro rok 1891. V roce 1901 byla nejpriznivější naděje dožití v dětském věku zjištěna pro dívky v Salcbursku či Vorarlbersku a pro rok 1911 pro dívky ve Vídni i v Dolních Rakousích, Horních Rakousích a také v Čechách. Tyto vyjmenované země měly ale již od roku 1901 vyšší naději dožití než zbylé území v podstatě ve všech kategoriích věku. V první polovině období se ve středních a vyšších věcích příznivá naděje dožití vyskytla

pro ženy v Dolních Rakousích a Přímoří a v roce 1891 především ve středním věku i v Kraňsku. Zajímavé bylo, že v tomto roce měla velmi příznivou úroveň  $e_x$  i Morava, kde byly v ostatních letech zjištěny hodnoty jen o málo vyšší než pro celé Předlitavsko. Počet let zbývajících k dožití pro ženy ostatních zemí se pohyboval okolo průměrné předlitavské úrovně.

**Obr. 41: Naděje dožití žen v přesném věku ve vybraných zemích Předlitavska v roce 1911**



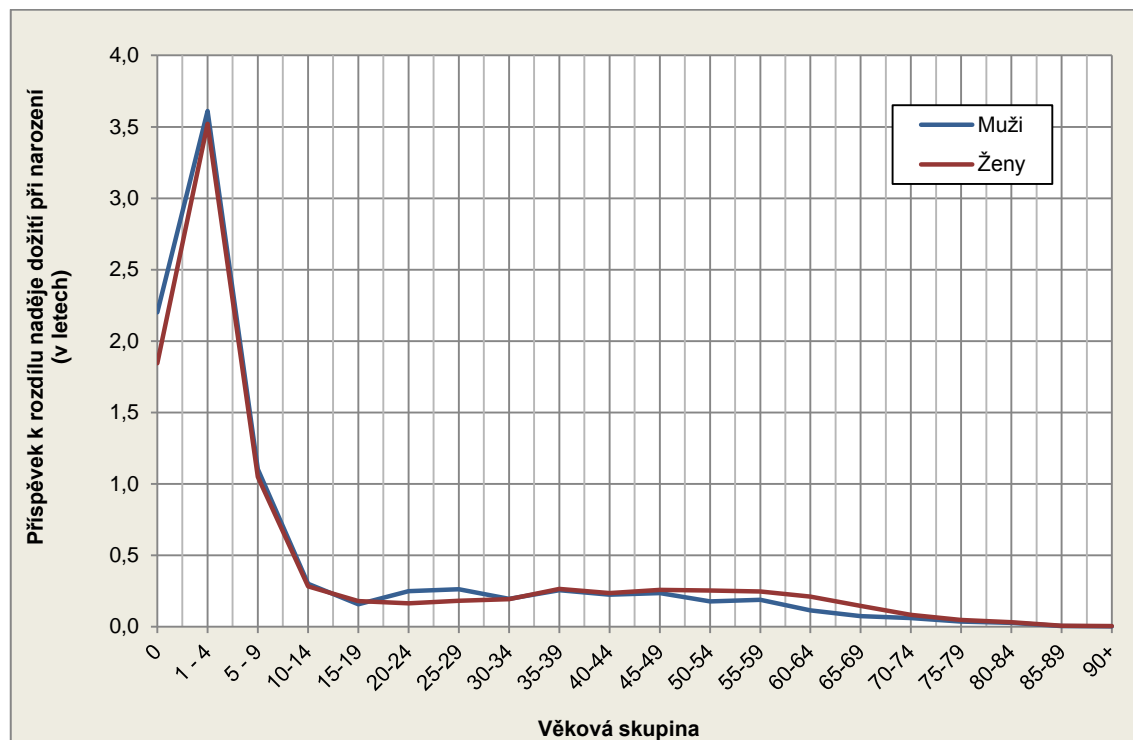
**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1913 a 1914; vlastní výpočty

#### 4.6 Příspěvky věkových skupin k rozdílu naděje dožití při narození

Dekompozice rozdílu dvou hodnot naděje dožití při narození na příspěvky jednotlivých věkových skupin k tomuto rozdílu byla provedena k ucelení představy o vývoji intenzity úmrtnosti v těchto věkových skupinách mezi analyzovanými roky. Bylo použito metody navržené Rolandem Pressatem (Pressat, 1985). Naděje dožití při narození se pro muže i ženy v Předlitavsku v období let 1881 až 1911 zvýšila, a to o více než 9,0 let pro každé pohlaví. Nejvýrazněji se na této změně podílel nárůst  $e_0$  mezi roky 1891 a 1901, kdy zvýšení pro muže i ženy činilo 5,0 let. Celkový přírůstek za celé zkoumané období vznikl v důsledku snížení intenzity úmrtnosti zejména ve věkových skupinách 0–4 roky (obr. 42), které se na něm podílely i více než 50 %. Ke zvýšení  $e_0$  přispělo také více než v ostatních věkových skupinách snížení intenzity úmrtnosti ve věku 5–9 let, které vedlo k nárůstu tohoto ukazatele mezi rokem 1881 a 1911 pro každé pohlaví o 1,1 rok. K podobnému závěru dospěl také Zdeněk Vávra pro české země, pro které zkoumal vývoj specifické úmrtnosti v letech 1870–1944. Podle Vávry největší pokles úmrtnosti nastal právě v dětské věkové skupině 1–4 roky, ačkoli kojenecká úmrtnost také zaznamenala výraznější pokles než starší věkové kategorie. Vávra dospěl také k závěru, že zejména do přelomu 19. a 20. století vcelku rychle klesala i úmrtnost starších dětí (Vávra, 1960, s. 37).

Co se týče jednotlivých zemí, s výjimkou Dalmácie bylo pro muže i ženy v zemích Předlitavska mezi rokem 1881 a 1911 zaznamenáno navýšení naděje dožití při narození. Nejvýrazněji se zvětšila v Dolních Rakousích (pro muže o 13,5 roku a pro ženy o 13,7 roku), přičemž v případě žen se na tom podílel více nárůst  $e_0$  ve Vídni než v Dolních Rakousích bez tohoto města. Dále se o více než 10,0 let zvýšila naděje dožití při narození pro muže i ženy v Čechách, na Moravě a v Haliči.

**Obr. 42: Příspěvek jednotlivých věkových skupin k rozdílu naděje dožití při narození mezi lety 1881 a 1911 podle pohlaví v Předlitavsku**



**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882, 1884, 1913 a 1914; vlastní výpočty

Nejen na úrovni celého Předlitavska, ale také v jednotlivých zemích se nejvíce na rozdílu naděje dožití při narození pro muže i ženy mezi analyzovanými roky podílela změna intenzity úmrtnosti v nejnižších věkových skupinách. Zpravidla k tomuto rozdílu (většinou tedy navýšení) přispěla nejvíce změna úmrtnostních poměrů (převážně zlepšení) ve věku 0 let, o něco více ale ve věkové skupině 1–4 roky. Změna intenzity úmrtnosti v další dětské věkové kategorii 5–9 let zpravidla v jednotlivých zemích vedla k navýšení tohoto ukazatele za celé sledované období zhruba o 1,0 let. V některých zemích ale ve věku 0 let nastalo naopak zvýšení úmrtnosti vedoucí k zápornému příspěvku tohoto věku ke změně  $e_0$ . Jak již bylo řečeno, jednalo se o jižní země Dalmácii, Přímoří, Tyrolsko a Kraňsko. Tato skutečnost je v souladu se zjištěním, že hodnoty kvocientu kojenecké úmrtnosti a dalších ukazatelů byly v těchto zemích v roce 1881 pro chlapce i dívky ve srovnání s ostatními zeměmi výrazně nižší, ale do roku 1911 se zvýšily. S výjimkou Dalmácie bylo ale toto zhoršení úmrtnostních poměrů v kojeneckém věku kompenzováno snížením intenzity úmrtnosti v následující věkové skupině 1–4 roky. Výsledkem tudíž byla v roce 1911 vyšší naděje dožití při narození než v roce 1881. V ostatních věkových kategoriích se jednalo pouze o velice malé příspěvky ke změně  $e_0$ , nejméně se na ní

podílely věkové skupiny zhruba od 60–64 let, ve kterých se intenzita úmrtnosti mužů ani žen v podstatě nezměnila. V případě žen naopak nastalo zvláště mezi roky 1881 a 1891 mírné zvýšení jejich úmrtnosti ve věku zhruba 20–44 let. Tento jev byl pozorován zejména v Korutanech, Kraňsku a Tyrolsku.

#### 4.7 Dekompozice rozdílu naděje dožití při narození

Změna naděje dožití při narození mezi jednotlivými roky byla dekomponována také pomocí metody Eduarda E. Arriagy, která se od Pressatových příspěvků věkových skupin ke změně tohoto ukazatele poněkud liší. Jak již bylo popsáno v kapitole *Metodika a územní a časové vymezení analýzy*, Arriagova metoda rozkládá rozdíl v naději dožití při narození na tři efekty, kterými jsou přímý a nepřímý efekt a efekt interakce. Jednotlivé efekty byly zkoumány zvlášť pro tři věkové skupiny, aby bylo lépe patrné, která věková kategorie měla na změnu  $e_0$  největší a naopak nejmenší vliv. Tyto tři základní věkové skupiny byly 0–14 let (tedy dětský věk), dále 15–59 let (střední věk) a 60 a více let.

Jak již bylo popsáno, hodnota  $e_0$  pro muže i ženy se v Předlitavsku během celého zkoumaného časového úseku navýšila o více než 9,0 let pro každé pohlaví (pro muže z 31,3 na 40,8 let a pro ženy z 33,9 na 43,1 roku). Na základě dekompozice provedené podle Arriagovy metody lze pozorovat, že nejvýrazněji se na tomto nárůstu podílel nepřímý efekt, tedy zvýšení počtu přeživších na konci daného věkového intervalu. Příspěvek tohoto efektu k navýšení  $e_0$  činil v případě mužů 6,0 let a v případě žen 5,7 let (tab. 9), přičemž převážnou měrou se jednalo o nárůst ve věkové skupině 0–14 let (pro muže 5,4 roky, pro ženy 5,0 let). Přímý efekt, tedy změna úmrtnosti uvnitř dané věkové kategorie, se na zvětšení  $e_0$  podílel zhruba 3,0 roky pro obě pohlaví, a to opět nejvíce v dětské věkové skupině (u mužů 1,6 roky a u žen 1,4 roky). Příspěvek efektu interakce byl k celkovému navýšení nejmenší, dohromady tvořil pouze zlomek nárůstu. Jak z uvedeného vyplývá, z jednotlivých věkových skupin se nejvíce na nárůstu naděje dožití při narození podílela věková skupina 0–14 let, v níž všechny tři efekty přispěly dohromady 7,5 roky v případě mužů a 6,9 roky v případě žen. Tato skutečnost je v souladu s výsledky použité Pressatovy metody, podle které se na změně tohoto ukazatele podílely nejvíce právě nejnižší věkové kategorie.

**Tab. 9: Dekompozice rozdílu naděje dožití při narození mezi roky 1881 a 1911 na tři efekty podle pohlaví v Předlitavsku (v letech)**

Věková skupina	Muži				Ženy			
	přímý efekt	nepřímý efekt	interakce	celkem	přímý efekt	nepřímý efekt	interakce	celkem
0–14	1,6	5,4	0,5	7,5	1,4	5,0	0,5	6,9
15–59	1,1	0,6	0,1	1,8	1,1	0,7	0,1	1,8
60+	0,3	×	×	0,3	0,4	×	×	0,4
Celkem	3,0	6,0	0,5	9,5	2,9	5,7	0,6	9,2

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882, 1884, 1913 a 1914; vlastní výpočty

Arriagova metoda dekompozice byla použita také pro rozklad rozdílu naděje dožití mezi jednotlivými roky analýzy podle jednotlivých zemí stejně jako v případě ostatních ukazatelů. Výše již bylo zmíněno, že ve většině zemí došlo mezi počátkem a závěrem sledovaného období celkově k nárůstu naděje dožití při narození pro muže i ženy. V převážné většině zemí platilo to, co v celém Předlitavsku, tedy že na změně (zpravidla navýšení)  $e_0$  se nejvíce podílel nepřímý efekt, který zpravidla přispěl více než dvojnásobným počtem let než efekt přímý. Efekt interakce byl zanedbatelný a pouze výjimečně se na změně tohoto ukazatele mezi roky 1881 a 1911 podílel více než 1,0 rokem.

Navýšení  $e_0$  (případně její snížení) bylo největší měrou vyvoláno v jednotlivých zemích působením efektů v dětské věkové skupině 0–14 let. Ve středním věku se příspěvky všech efektů dohromady na celkové změně mezi prvním a posledním analyzovaným rokem pohybovaly většinou kolem 1,0 až 2,0 let a změna v nejvyšší věkové skupině nepřesáhla ani v jedné zemi celkový příspěvek 1,0 rok. Při jistém zobecnění lze tedy závěrem konstatovat, že se zpravidla naděje dožití při narození mezi jednotlivými roky analýzy zvyšovala, k čemuž nejvíce přispěl nárůst počtu přeživších na konci věkového intervalu 0–14 let.

## 4.8 Shrnutí

V této kapitole byly postupně uvedeny použité ukazatele úmrtnosti, díky kterým bylo možné získat představu o úmrtnostních poměrech v Předlitavsku a v jeho jednotlivých zemích, jak je lze popsat demografickými ukazateli. Přestože žádná země nedosahovala po celé období vždy pouze maximálních nebo minimálních hodnot, lze při jisté generalizaci rozlišit alespoň přibližně určité regionální rozdíly a vysledovat země, kde byly méně příznivé a kde naopak příznivější úmrtnostní poměry.

Na začátek je vhodné shrnout vývoj úmrtnostních poměrů v Předlitavsku jako celku. Z provedené analýzy bylo zjištěno postupné zlepšování úrovně úmrtnosti, a to na základě všech vypočtených ukazatelů. To odpovídá také postupnému poklesu počtu registrovaných zemřelých osob mezi prvním a posledním zkoumaným rokem za nárůstu početnosti žijící populace. Během zkoumaných let se snížila přímo standardizovaná hrubá míra úmrtnosti pro muže i ženy zhruba z 30 ‰ na 20 ‰. Dle dekompoziční metody navržené Kitagawou byl tento pokles způsoben zejména snížením intenzity úmrtnosti. Kromě tohoto souhrnného ukazatele, který vyjadřuje úmrtnost celé populace, byl zaznamenán také pokles kvocientu kojenecké úmrtnosti, a to z hodnot cca 250 ‰ na 208 ‰ pro obě pohlaví dohromady. S poklesem těchto ukazatelů je v souladu i zjištěné snížení pravděpodobnosti úmrtí, které se týkalo jak mužů, tak žen ve všech věkových kategoriích, nejvýrazněji ale ve věku 1–4 roky.

Snížování úrovně  $q_5$  bylo provázáno současným vzrůstem  $e_5$ . Naděje dožití při narození, která je důležitým ukazatelem sloužícím ke zhodnocení úmrtnostních poměrů, vzrostla mezi rokem 1881 a 1911 pro muže i ženy o více než 9 let a v roce 1911 již přesahovala 40 let. K tomuto poklesu nejvíce přispělo podle Pressatovy metody snížení intenzity úmrtnosti nejmladších dětí, zejména ve věku 1–4 roky, což odpovídá nejvýraznějšímu poklesu pravděpodobnosti úmrtí v tomto věku. Přestože se úmrtnost kojenců a nejmenších dětí snižovala, přetrvával paradox střední délky života, který se v této době u populací ještě

vyskytoval. Jednalo se o to, že naděje dožití při narození dosahovala nižších hodnot než ve věku 1–9 let.

Jak bylo zmíněno v předchozí kapitole, k celkovému snižování úmrtnosti populace Předlitavska nejvíce přispíval sociální a ekonomický rozvoj země. Díky tomu se zvyšovala životní úroveň obyvatelstva. Velký význam mělo uplatňování vědeckotechnických poznatků v praxi, zejména výsledků lékařských věd. Postupně se rozšiřovala síť nemocnic a široce se uplatňovala preventivní opatření omezující výskyt a šíření přenosných nemocí; k tomu přispívalo např. postupné rozšiřování počtu měst, která budovala moderní kanalizaci, zlepšovala zásobování obyvatelstva pitnou vodou. Kromě toho se v tomto období nevyskytly žádné vážnější mortalitní krize způsobené válkami či hladomory, a případné epidemie byly pouze lokálního rozsahu. K eliminaci výskytu hladomorů přispěl pokrok v zemědělství (Vallin, 1992, s. 71).

Z dat je zřetelně patrné, že k největšímu posunu ve smyslu zlepšování úmrtnostních poměrů došlo v poslední dekádě 19. století (mezi roky 1891 a 1901). I tato okolnost zřejmě potvrzuje předchozí úvahu, protože s modernizací veřejného zdravotnictví se na území Rakousko-Uherska začalo v 70. a 80. letech, takže se jejich dopad na zdravotní poměry, zejména dětské populace, nejvíce projeví až v 90. letech. K podobnému závěru dospěla Pavla Horská v článku *K otázce sociálního vývoje českých zemí na přelomu 19. a 20. století*, kde zmiňuje takovýto vývoj nejen v Českých zemích, ale také např. v tehdejší Německu. Trvalo totiž nějakou dobu, než hygienická a preventivní opatření začala působit ve všech skupinách obyvatelstva včetně nejchudších společenských vrstev (Horská, 1982, s. 126–129).

Jak bylo zmíněno, podle výsledků sčítání lidu celkový počet zemřelých klesal, ale žijící populace na území Předlitavska přibývala. Tento značný přírůstek obyvatelstva byl ale do jisté míry omezován migrací do zahraničí, kterou umožnilo zrušení poddanství v roce 1848. Zejména v období, kdy Předlitavsko zasáhly významné hospodářské krize (např. v roce 1873), se počet emigrantů za hranice tohoto území zvyšoval, přičemž nejvýraznější byl odchod obyvatelstva do zámoří do USA. Zejména pro české země na tento jev upozornilo mnoho autorů, mezi nimi např. Ludmila Kárníková (1965, s. 133–134 a 210–212). Přesto byl výraznější pohyb mezi zeměmi v rámci Předlitavska, a to zejména z chudých zemědělských oblastí do oblastí s rozvinutější průmyslovou výrobou (Kárníková, 1965, s. 213).

Z hlediska situace v jednotlivých zemích lze mezi regiony s nejméně příznivými úmrtnostními poměry zařadit v první řadě karpatské země Halič a Bukovinu, které dosahovaly zpravidla méně příznivých hodnot takřka ve všech popisovaných ukazatelích a ve všech letech než ostatní země. Jednalo se o území s téměř nejvyšším podílem obyvatelstva pracujícího v zemědělství, jehož životní poměry se odvíjely od vlastnictví půdy. V těchto zemích se navíc během sledovaného období nijak zvlášť nerozvíjela ani průmyslová výroba a celkově se jednalo o země zaostávající za zbylým územím. Část jejich obyvatelstva odcházela buď do vyspělejších oblastí monarchie (např. do Slezska) nebo do ciziny. Lze se proto domnívat, že ve srovnání s ostatním územím šlo tedy o chudé země, což zřejmě negativně ovlivnilo výši úmrtnosti.

K těmto zemím by měla být nejspíše přiřazena také Dalmácie, jelikož se jednalo o zemi se zcela nejvyšším podílem obyvatelstva pracujícího v zemědělství a zároveň s nejvyšším podílem venkovského obyvatelstva. Na území Dalmácie navíc zemědělství neprosperovalo, tudíž se nejspíše jednalo o jednu z nejchudších oblastí Předlitavska a je pravděpodobné, že její



úmrtnostní poměry nebyly příznivé. Přesto ale byly ve většině vypočtených ukazatelů zaznamenány pro tuto zemi hodnoty nejpříznivější nebo velmi příznivé ve srovnání se zbylým územím, s výjimkou roku 1901, ke kterému byly pozorovány naopak hodnoty vyšší než pro celé Předlitavsko. Je možné, že toto zhoršení neznamenal výskyt mortalitní krize, ale jako pravděpodobnější se jeví zkvalitnění registrace zemřelých. Již v kapitole *Metodika a územní a časové vymezení* bylo totiž poukázáno na výraznou preferenci některých číslic věku, což odráželo nižší kvalitu dat, než měly ostatní země.

Zajímavý vývoj úmrtnostních poměrů z hlediska srovnání s ostatními zeměmi prodělaly zejména Dolní Rakousy (s Vídní i bez Vídně), Čechy a Vorarlbersko, tedy území nejvíce průmyslová, v případě Čech agrárně-průmyslová. V těchto zemích byl totiž zaznamenán postupný přechod z méně příznivé úrovně úmrtnosti na úroveň v podstatě nejpříznivější. V těchto zemích, kde se rozvíjelo hospodářství a tudíž i vzrůstala rychleji životní úroveň, docházelo k rychlejšímu a výraznějšímu poklesu úmrtnosti než jinde. Zároveň počáteční nepříznivé úmrtnostní poměry korespondují s faktem, že zejména nedostatečná hygiena vyskytující se v oblastech s vyšší koncentrací obyvatelstva působila negativně na úmrtnost skrze snadnější přenos infekčních nemocí (Vávra, 1960, s. 46).

Poněkud opačným vývojem prošly Přímoří a některé alpské země, jimiž byly Tyrolsko, Korutany či Kraňsko. V těchto zemích byly zejména v prvním roce analýzy pozorovány příznivější hodnoty některých vypočtených ukazatelů, které se ale zlepšovaly o něco pomaleji než v jiných zemích. Výsledkem byly úmrtnostní poměry, které se podobaly úmrtnostním poměrům pro celé Předlitavsko. Nejvýrazněji byl tento trend patrný na kojenecké úmrtnosti, standardizované míře úmrtnosti a naději dožití. Tyto země byly spíše zemědělskými oblastmi s vyšším podílem venkovského obyvatelstva. Výjimkou byl ale Terst, který byl zahrnut v analýze do rakouského Přímoří, jednalo se totiž o průmyslové město. Naopak Istrie a Gorice a Gradiška byly zemědělské oblasti s nižší koncentrací obyvatelstva ve městech. V Přímoří se tak kombinovaly oba typy hospodářství. Do značné míry ale mohlo mít na zhoršení úmrtnostních poměrů vliv také zvýšení kvality dat, které mohlo vést pouze k výsledkům analýzy bližší skutečnosti.

Horní Rakousy a Salcbursko, které patřily mezi alpskými zeměmi také spíše k průmyslovějším oblastem, si byly hodnotami analyzovaných ukazatelů celkem blízké, výjimku ovšem tvořila naděje dožití zejména v roce 1911, ve kterém v Salcbursku dosahovala o něco nižší úroveň, především v případě mužů. Ve starších věkových kategoriích (od 50 let věku) byly v Salcbursku zaznamenány dokonce jedny z nejnižších hodnot tohoto ukazatele mezi zeměmi. V naději dožití Horní Rakousy dosahovaly velice příznivých hodnot, nicméně v kojenecké úmrtnosti měly obě země hodnoty téměř nejvyšší. V ostatních ukazatelích se pohybovaly okolo předlitavské úrovně. Tyto země byly více průmyslové než většina ostatních alpských zemí, nejspíše tak byly více ovlivněny způsobem života spojeným s oběma typy hospodářství.

Co se týče posledních tří zemí Slezska, Moravy a Štýrska, tyto svými hodnotami od ostatních příliš nevybočovaly, výjimku tvořili ovšem slezští muži středního věku, kteří v rámci tabulkových funkcí zaznamenávali vcelku nepříznivé hodnoty. Možným vysvětlením by mohlo být, že se jednalo o zemi s vysokým podílem obyvatelstva pracujícího v průmyslu. Je možné, že

právě ve Slezsku docházelo ke zlepšování pracovních podmínek průmyslového dělnictva pomaleji než třeba v Čechách či Dolních Rakousích. Nejen, že byly totiž zejména na konci 19. století ještě velmi časté pracovní úrazy vzniklé v důsledku nedostatečných bezpečnostních opatření, ale také hygiena v továrnách nebyla dostatečná a tudíž hrozilo větší riziko nákazy infekčními nemocemi (Stříteský, 1971, s. 76). Tento fakt koresponduje se závěry studie Lumíra Dokoupila, Ludmily Nesládkové a Radka Lipovského týkající se populace Rakouského Slezska a severovýchodní Moravy. Tito autoři ve své práci zmiňují, že obzvláště v okresech, které byly plně zasaženy vlnou modernizace a industrializace, a kde se tudíž koncentrovala průmyslová výroba, byla značná úmrtnost a úrazovost v souvislosti s nepříznivými pracovními podmínkami. Vedení průmyslových podniků se totiž v podstatě o bezpečnost práce svých zaměstnanců nezajímalo, což platilo až do samého závěru 19. století. Tito autoři zároveň dospěli k závěru, že až do konce 19. století nedocházelo v Rakouském Slezsku ke zlepšování zdravotního stavu obyvatelstva a tudíž ani k celkovému poklesu úmrtnosti (Dokoupil, Nesládková, Lipovski, 2014, s. 173–174).

Z uvedených skutečností je patrné, že z hlediska úmrtnostních poměrů souvisejících zejména s hospodářskou a sociální situací byly v Předlitavsku rozpoznány značné regionální rozdíly. Během sledovaného období byla ale patrná konvergence hodnot vypočtených ukazatelů jednotlivých zemí, což bylo popsáno zejména při vyhodnocení výsledků výpočtu kojenecké úmrtnosti a standardizované míry úmrtnosti, nicméně pro tabulkové funkce to platilo také.

## Kapitola 5

### Závěr

Cílem této práce bylo zjištění úmrtnostních poměrů v Předlitavsku v letech 1881–1911 (konkrétně byly zkoumány roky 1881, 1891, 1901 a 1911) s tím, že analýza úmrtnosti byla zaměřena nejen na Předlitavsko jako celek, ale také na jeho jednotlivé země. Pro vyhodnocení úmrtnostních poměrů byly počítány jednak souhrnné ukazatele (přímo standardizovaná míra úmrtnosti, kojenecká úmrtnost a doplňující dekompozice rozdílu dvou hodnot hrubých měr úmrtnosti metodou navrženou Evelyn M. Kitagawou), tak také věkově specifické (byly sestaveny zkrácené úmrtnostní tabulky a výpočty byly doplněny o dekompoziční metody Rolanda Pressata a Eduarda E. Arriagy zaměřené na rozklad rozdílu dvou hodnot naděje dožití při narození).

V úvodu byly stanoveny základní hypotézy, které měly být pomocí provedeného rozboru úmrtnosti verifikovány. První z těchto hypotéz se týkala celkového vývoje úmrtnosti v Předlitavsku, kdy byl stanoven předpoklad, že především v důsledku narůstající životní úrovně obyvatelstva a pokroků ve zdravotní péči a hygieně ve sledovaném období úmrtnost klesala. Na základě provedené analýzy lze konstatovat, že ve sledovaném období klesla <sup>pst</sup>hmú i kú, stejně jako pravděpodobnost úmrtí, a to o něco výrazněji pro muže než ženy (výchozí úroveň těchto ukazatelů byla pro muže ale méně příznivá, tudíž byl větší prostor pro její snížení). Současně s poklesem těchto ukazatelů a celkovým poklesem zemřelých docházelo ke zvyšování naděje dožití. Na základě provedeného rozboru bylo patrné, že největší snížení úrovně úmrtnosti nastalo mezi roky 1891 a 1901, tedy v samém závěru 19. století, zřejmě vlivem působení opatření týkajících se zlepšování zdravotního stavu obyvatelstva. Tuto hypotézu lze tedy potvrdit.

Uvedené skutečnosti byly doplněny závěry získanými z provedených dekompozičních metod. Na základě metody Kitagawy bylo zjištěno, že za poklesem hrubých měr úmrtnosti v Předlitavsku stál zejména pokles intenzity úmrtnosti, přičemž podle Pressatovy metody určující příspěvky jednotlivých věkových skupin ke změně naděje dožití při narození bylo zjištěno, že se nejvíce na nárůstu tohoto ukazatele podílel pokles intenzity úmrtnosti ve věkové skupině 1–4 let, ale také v 0 letech a 5–9 letech. S tím korespondují závěry učiněné na základě použití Arriagovy metody dekompozice. Podle ní se nejvíce na nárůstu naděje dožití při narození v Předlitavsku ve zkoumaném období podílelo působení všech efektů, na něž je rozdíl hodnot  $e_0$  rozkládán, v dětské věkové skupině 0–14 let, z nichž nejvýraznější nárůst tohoto ukazatele způsobilo navýšení počtu přeživších na konci tohoto dětského věkového intervalu.

Zlepšování úmrtnostních poměrů v Předlitavsku bylo způsobeno celkovým posunem v životní úrovni obyvatelstva související s rozvojem hospodářským a sociálním, ale také s rozvojem zdravotní péče a větším důrazem na hygienu. Z hlediska zdravotní péče se na přelomu 19. a 20. století začal plně prosazovat zákon č. 68/1870 o veřejné zdravotní službě, který vznikl v době uskutečnění mnoha lékařských objevů. Přesto ve venkovských oblastech byla úroveň zdravotní péče nižší než v oblastech městských (Stříteský, 1971, s. 60–61).

V rámci druhé hypotézy byl stanoven předpoklad, že mezi jednotlivými regiony Předlitavska byla v důsledku rozdílného hospodářského a sociálního rozvoje různá výše úmrtnosti, a že zejména v závěru sledovaného období byla její úroveň nižší v oblastech s prosperujícím hospodářstvím, především průmyslem, který v té době poskytoval možnost o něco vyšší životní úrovně než v chudších zemědělských oblastech.

Podle provedeného rozboru úmrtnostních poměrů lze konstatovat, že nejméně příznivé úmrtnostní poměry byly zjištěny v Haliči a Bukovině, což byly země, kde ve srovnání se zbylým územím pracovalo téměř nejvíce obyvatel v zemědělství. Tento typ hospodářství byl ale v těchto karpatských zemích poznamenán důsledky přetrvávání feudálních vazeb až do 2. poloviny 19. století a od toho odvislým vlastnictvím půdy. Jednalo se celkově o chudé oblasti, ze kterých obyvatelstvo emigrovalo zejména do jiných částí Předlitavska, např. do Slezska. Podobným případem byla nejspíš také Dalmácie, která nejenže nebyla průmyslovou zemí, ale zdejší rozsáhlé krasové oblasti neumožňovaly intenzivní zemědělství. Výsledky analýzy však naopak ukazovaly ve srovnání s ostatními zeměmi na velmi příznivé úmrtnostní poměry s výjimkou roku 1901. Lze se ovšem domnívat, že ve skutečnosti tomu tak nebylo, a že se nejspíše jednalo o podhodnocení úmrtnosti v důsledku méně kvalitní evidence zemřelých.

Naopak velmi příznivé úmrtnostní poměry byly pozorovány v závěru sledovaného období v Dolních Rakousích (s Vídní i bez Vídně), v Čechách a ve Vorarlbersku, které měly nejvyšší podíl obyvatelstva pracujícího v průmyslu. Zejména do konce 19. století ale v těchto zemích přetrvávaly naopak méně příznivé úmrtnostní poměry, které se až na přelomu 19. a 20. století výrazněji zlepšovaly. Důvodem tomu byla zřejmě skutečnost, že než se začala zlepšovat hygiena a zdravotní péče ve městech, na vysokou úroveň úmrtnosti měla vliv značná koncentrace obyvatelstva usnadňující přenos infekčních chorob (Vávra, 1960, s. 46). Pouze ve Vorarlbersku byly příznivější úmrtnostní poměry po celé období analýzy.

Mezi další průmyslovější oblasti ze zemí Předlitavska patřily Horní Rakousy a Salcbursko. Jejich úroveň úmrtnosti se pohybovala spíše okolo průměrné předlitavské úrovně s výjimkou kojenecké úmrtnosti, která v nich dosahovala zejména ke konci zkoumaného období téměř nejvyšších hodnot. Kojenecká úmrtnost v těchto zemích totiž neklesala tak výrazně jako v jiných zemích. Okolo předlitavské úrovně kolísala také úmrtnost Slezska, Moravy a Štýrska.

Zbylé země Přímoří, Tyrolsko, Korutany a Kraňsko měly ze začátku analyzovaného období jedny z nejpříznivějších úmrtnostních poměrů, jenže vlivem nepřilíš výrazného zlepšování ukazatelů úmrtnosti ve srovnání s ostatními zeměmi se na konci sledovaného časového intervalu ocitly zhruba na úrovni průměru celého Předlitavska. S výjimkou Terstu se jednalo o zemědělské oblasti.

Ačkoli byly tedy podle předpokladu mezi zeměmi pozorovány určité rozdíly v úmrtnostních poměrech, během sledovaných let se snižovaly. Tento pokles rozdílů bylo možné pozorovat v podstatě v rámci všech vypočtených ukazatelů.

Na závěr je důležité zmínit, že se analýza úmrtnostních poměrů týkala většinou malých územních celků. Přestože byly pro eliminaci náhodných výkyvů použity zkrácené úmrtnostní tabulky, v některých případech se vliv malých souborů přeci jen projevil. Velmi důležitou roli v analýze úmrtnosti navíc hrála kvalita dat, která měla v Předlitavsku až na výjimky jisté mezery. V některých zemích docházelo mezi studovanými roky ke zhoršování některých úmrtnostních ukazatelů, což lze do jisté míry vysvětlit zlepšováním kvality dat. Pro úplné objasnění takovýchto neočekávaných výsledků by ale bylo zapotřebí provést další studii se zaměřením na tyto nejasnosti.

## SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY

- ARRIAGA, E. E. 1984. Measuring and explaining the change in life expectancies. *Demography*. 1984. Vol. 21, no. 1, pp. 83–96.
- BĚLINA, P., KAŠE, J., KUČERA, J. P. 2006. *České země v evropských dějinách; Díl 3. 1756-1918*. 1. vyd. Praha, Litomyšl: Paseka, 2006. 404 s. ISBN 80-7185-793-9.
- BOHÁČ, A. 1933. *Sčítání obyvatelstva s hlediska zemědělského*. Praha: Česká společnost národohospodářská, 1933. 20 s. Sbírka přednášek pořádaných Českou společností národohospodářskou v období 1933–34.
- DOKOUPIL, L., NESLÁDKOVÁ, L., LIPOVSKI, R. 2014. *Populace Rakouského Slezska a severovýchodní Moravy v éře modernizace*. 1. vyd. Ostrava: Universitas Ostraviensis, 2014. 416 s. ISBN 978-80-7464-729-1.
- EFMERTOVÁ, M. C. 1998. *České země v letech 1848-1918*. 1. vyd. Praha: Libri, 1998. 465 s. ISBN 80-85983-47-8.
- HORSKÁ, P. 1982. K otázce sociálního vývoje Českých zemí na přelomu 19. a 20. století. *Sborník historický* 29, 1982. s. 119–177.
- Human Mortality Database. 2007. *Methods Protocol for the Human Mortality Database* [online]. Max Planck Institute for Demographic Research (Germany), and Department of Demography at the University of California (USA). [cit. 2016-01-20]. Dostupné z WWW: <<http://www.mortality.org/Public/Docs/MethodsProtocol.pdf>>.
- KALIBOVÁ, K. 2001. *Úvod do demografie*. 2. vyd. Praha: Karolinum, 2001. 52 s. ISBN 80-246-0222-9.
- KÁRNÍKOVÁ, L. 1965. *Vývoj obyvatelstva v českých zemích 1754-1914*. 1. vyd. Praha: Nakladatelství Československé akademie věd, 1965. 404 s.
- KITAGAWA, E. M. 1955. Components of a difference between Two Rates. *Journal of the American Statistical Association* [online]. 1955. Vol. 50, no. 272, [cit. 2016-02-07]. Dostupné z WWW: <[http://faculty.washington.edu/samclark/soc433/Syllabus/Readings/2/1/Kitagawa\\_1955\\_Components-Difference-Two-Rates.pdf](http://faculty.washington.edu/samclark/soc433/Syllabus/Readings/2/1/Kitagawa_1955_Components-Difference-Two-Rates.pdf)>.
- MACHAČOVÁ, J., MATĚJČEK, J. 2008. *Problémy obecné kultury v českých zemích 1781-1989*. Opava: Slezské zemské muzeum v Opavě, 2008. 509 s. ISBN 978-80-86224-66-4.

- MYERS, R. J. 1940. Errors and Bias in the Reporting of Ages in Census Data. *Transactions of the Actuarial Society of America*. 1940. Vol. 41, part 2, no. 104.
- OMRAN, A. R. 2005. The Epidemiologic Transition: A Theory of the Epidemiology of Population Change. *The Milbank Quarterly* [online]. 2005. Vol. 83, no. 4, pp. 731–757. [cit. 2016-06-10]. Dostupné z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/30045639>>.
- PARDESHI, G. S. 2010. Age heaping and accuracy of age data collected during a community survey in the Yavatmal district, Maharashtra. *Indian Journal of Community Medicine* [online]. 2010. Vol. 35, no. 3. [cit. 2016-02-15]. Dostupné z WWW: <<http://www.ijcm.org.in/text.asp?2010/35/3/391/69256>>.
- PAVLÍK, Z., RYCHTAŘÍKOVÁ, J., ŠUBRTOVÁ, A. 1986. *Základy demografie*. Praha: Academia, 1986. 736 s.
- PRESSAT, R. 1985. Contribution Des écarts De Mortalité Par âge à La Différence Des Vies Moyennes. *Population (French Edition)* [online]. 1985. Vol. 40, no. 4/5, pp. 766–770. [cit. 2016-02-06]. Dostupné z WWW: <[http://www.jstor.org/stable/1532986?seq=2#page\\_scan\\_tab\\_contents](http://www.jstor.org/stable/1532986?seq=2#page_scan_tab_contents)>.
- PURŠ, J. 1960. *Průmyslová revoluce v českých zemích*. 1. vyd. Praha: Státní nakladatelství technické literatury, 1960. 164 s.
- ROUBÍČEK, V. 1997. *Úvod do demografie*. 1. vyd. Praha: Codex Bohemia, 1997. 348 s. ISBN 80-85963-43-4.
- RYCHLÍK, J. a kol. 2009. *Mezi Vídní a Cařihradem: 1. Utváření balkánských národů*. 1. vyd. Praha: Vyšehrad, 2009. 399 s. ISBN 978-80-7021-957-7.
- SHRYOCK, H. S., SIEGEL, J. S. a kol. 1976. *The methods and materials of demography*. New York: Academic Press, 1976. Studies in population. 577 s. ISBN 0-12-641150-6.
- SRB, V. 2004. *1000 let obyvatelstva českých zemí*. 1. vyd. Praha: Karolinum, 2004. 275 s. ISBN 80-246-0712-3.
- STRÁTESKÝ, J. K. 1971. Zdravotní a populační vývoj československého obyvatelstva. 1. vyd. Praha: Avicenum, 1971. 285 s.
- VALLIN, J. 1992. *Světové obyvatelstvo*. 1. vyd. Praha: Academia, 1992. 147 s. ISBN 80-200-0437-8.
- VÁVRA, Z. 1960. Změny ve specifické úmrtnosti obyvatelstva českých zemí za léta 1870–1944. *Demografie: revue pro výzkum populačního vývoje*, 1960. Roč. 2, č. 1, s. 37–49.
- VÁVRA, Z. 1960. Rozdíly v diferenční úmrtnosti obyvatelstva českých zemí v letech 1921–1930. *Demografie: revue pro výzkum populačního vývoje*, 1960. Roč. 2, č. 3, s. 226–233.

## SEZNAM POUŽITÝCH DATOVÝCH ZDROJŮ

FREYTAG, G. G. *Freytag's neue Verkehrskarte von Österreich-Ungarn*. Wien: G. Freytag und Berndt, 1901.

Österreichische Statistik. 1884. *Die Bewegung der Bevölkerung der im Reichsrathe vertretenen Königreiche und Länder in den Jahren 1881 und 1882*. Band 5, Heft 1. Wien: Kaiserlich-königliche Hof- und Staatsdruckerei, 1884.

Österreichische Statistik. 1893. *Bewegung der Bevölkerung der im Reichsrathe vertretenen Königreiche und Länder im Jahre 1891*. Band 37, Heft 1. Wien: Kaiserlich-königliche Hof- und Staatsdruckerei, 1893.

Österreichische Statistik. 1904. *Bewegung der Bevölkerung der im Reichsrathe vertretenen Königreiche und Länder im Jahre 1901*. Band 72, Heft 1. Wien: Kaiserlich-königliche Hof- und Staatsdruckerei, 1904.

Österreichische Statistik, Neue Folge. 1913. *Bewegung der Bevölkerung der im Reichsrathe vertretenen Königreiche und Länder im Jahre 1911*. Band 8, Heft 1. Wien: Kaiserlich-königliche Hof- und Staatsdruckerei, 1913.

Österreichische Statistik. 1882. *Die Ergebnisse der Volkszählung mit derselben verbundenen Zählung der häuslichen Nutztiere vom 31. Dezember 1880 der im Reichsrathe vertretene Königreiche und Länder nach Alter und Stand*. Band 2, Heft 1. Wien: Kaiserlich-königliche Hof- und Staatsdruckerei, 1882.

Österreichische Statistik. 1884. *Die Ergebnisse der Volkszählung vom 31. December 1880 in den im Reichsrathe vertretene Königreichen und Ländern: Der Ergebnisse der Volkszählung und der mit derselben verbundenen Zählung der häuslichen Nutzhire vom 31. December 1880*. 4. Heft. Wien: Kaiserlich-königliche Hof- und Staatsdruckerei, 1884.

Österreichische Statistik. 1892. *Die Ergebnisse der Volkszählung vom 31. December 1890 in den im Reichsrathe vertretenen Königreichen und Ländern: Die summarischen Ergebnisse der Volkszählung*. Band 32, Heft 1. Wien: Kaiserlich-königliche Hof- und Staatsdruckerei, 1892.

Österreichische Statistik. 1903. *Die Ergebnisse der Volkszählung vom 31. Dezember 1900 in den im Reichsrathe vertretenen Königreichen und Ländern*. Band 63, Heft 3. Wien: Kaiserlich-königliche Hof- und Staatsdruckerei, 1903.



- Österreichische Statistik, Neue Folge. 1916. Berufsstatistik nach den *Ergebnissen der Volkszählung vom 31. Dezember 1910 in Österreich: Hauptübersicht und Besprechung der Ergebnisse*. Band 1, Heft 1. Wien: Kaiserlich-königliche Hof- und Staatsdruckerei, 1916.
- Österreichische Statistik, Neue Folge. 1912. *Die Ergebnisse der Volkszählung vom 31. Dezember 1910 in den im Reichsrat vertretenen Königreichen und Ländern: Die summarischen Ergebnisse der Volkszählung*. Band 1, Heft 1. Wien: Kaiserlich-königliche Hof- und Staatsdruckerei, 1912.
- Österreichische Statistik, Neue Folge. 1914. *Die Ergebnisse der Volkszählung vom 31. Dezember 1910 in den im Reichsrat vertretenen Königreichen und Ländern: Die Alters- und Familienstandsgliederung und Aufenthaltsdauer*. Band 1, Heft 3. Wien: Kaiserlich-königliche Hof- und Staatsdruckerei, 1914.

## SEZNAM PŘÍLOH

Příloha 1:	Věkově pohlavní struktura obyvatelstva v Předlitavsku k 31. 12. 1880, 31. 12. 1890, 31. 12. 1900 a 31. 12. 1910.....	99
Příloha 2:	Věkově pohlavní struktura zemřelých v Předlitavsku v letech 1881, 1891, 1901 a 1911.....	101
Příloha 3:	Zkrácené úmrtnostní tabulky podle pohlaví v Předlitavsku pro roky 1881, 1891, 1901 a 1911.....	105

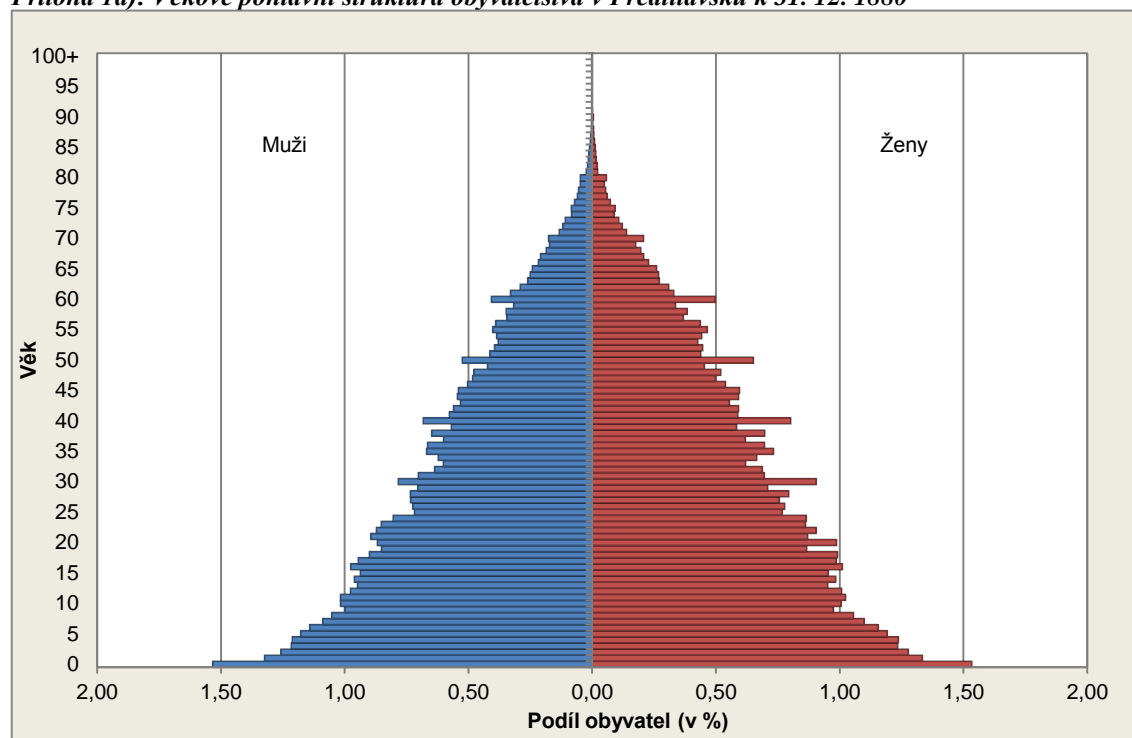
## Elektronická příloha na DVD

(vnitřní strana zadních desek)

Příloha E1:	Věkově pohlavní struktura obyvatelstva podle zemí v Předlitavsku k 31. 12. 1880, 31. 12. 1890, 31. 12. 1900 a 31. 12. 1910
Příloha E2:	Zkrácené úmrtnostní tabulky podle pohlaví a podle zemí v Předlitavsku pro roky 1881, 1891, 1901 a 1911

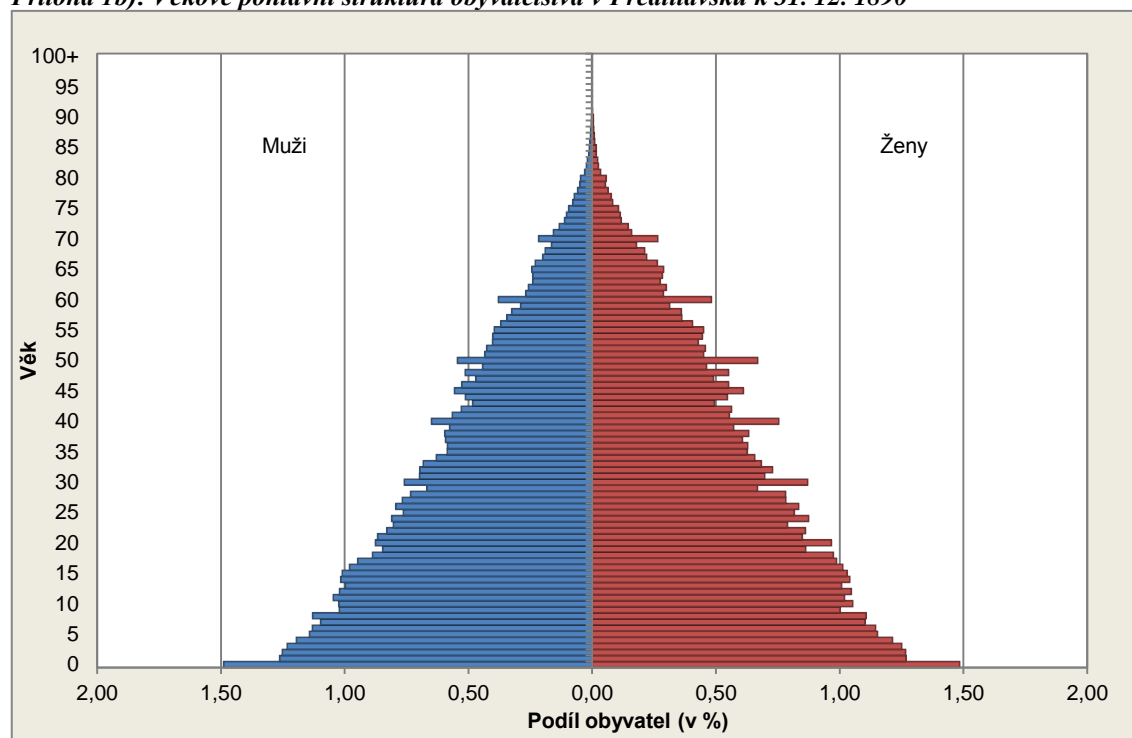
**Příloha 1: Věkově pohlavní struktura obyvatelstva v Předlitavsku k 31. 12. 1880, 31. 12. 1890, 31. 12. 1900 a 31. 12. 1910**

**Příloha 1a): Věkově pohlavní struktura obyvatelstva v Předlitavsku k 31. 12. 1880**

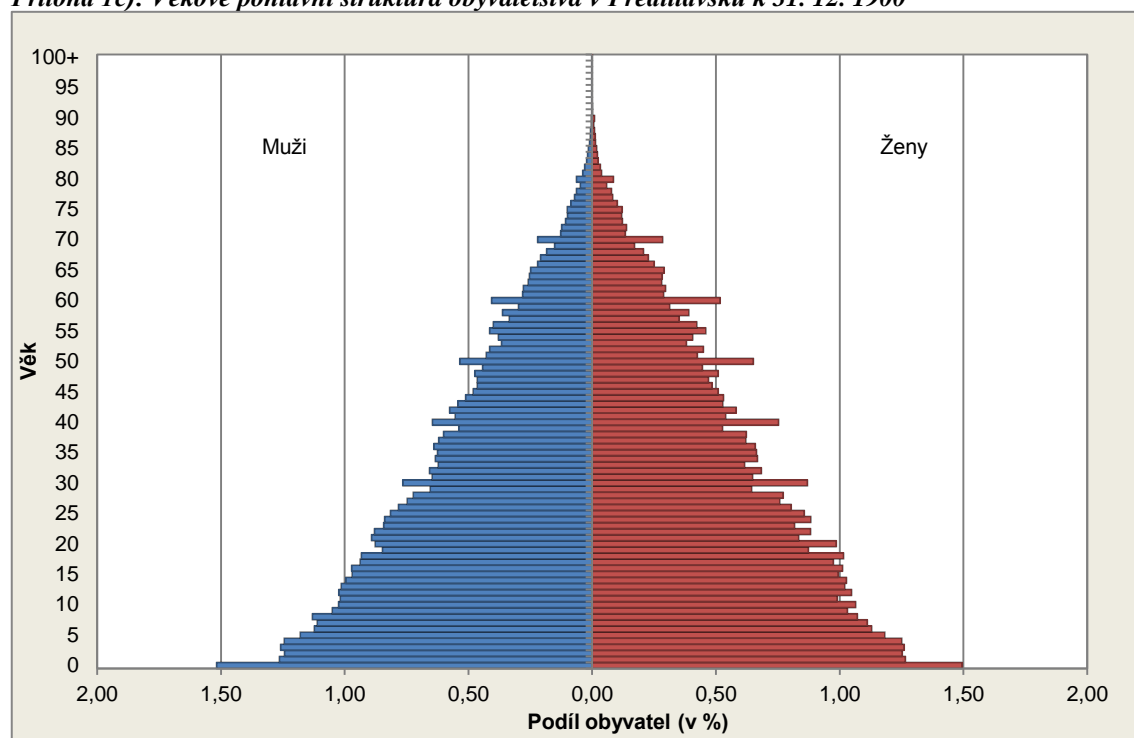


**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882

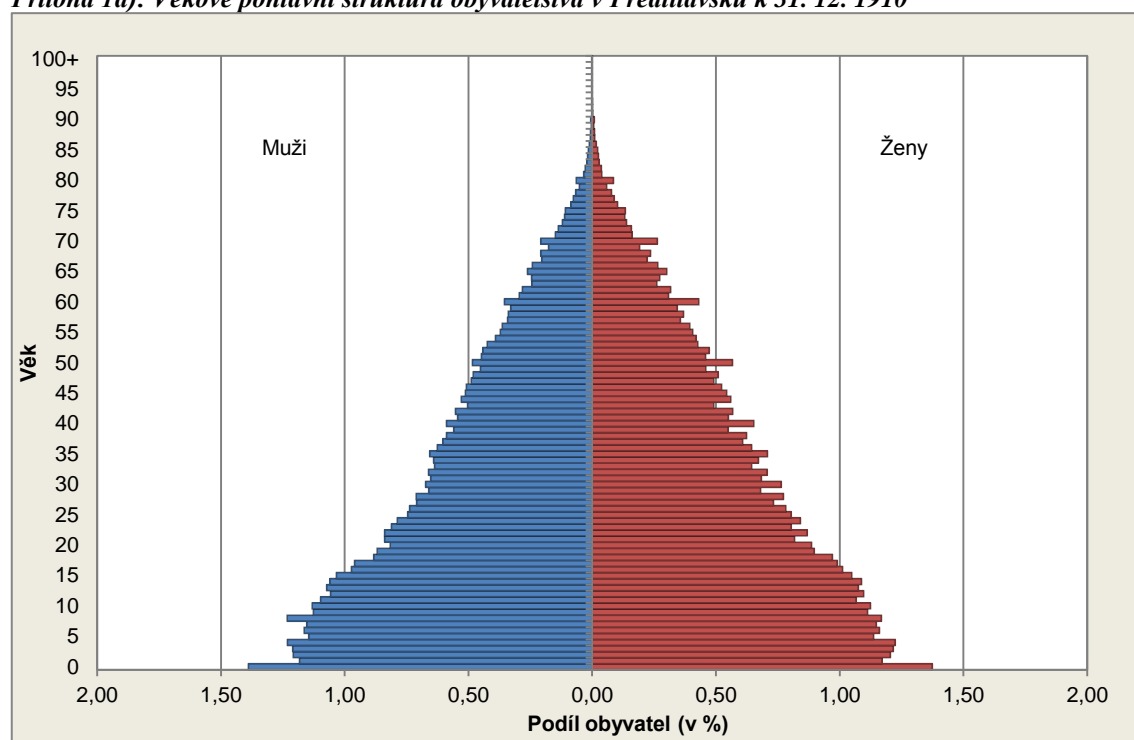
**Příloha 1b): Věkově pohlavní struktura obyvatelstva v Předlitavsku k 31. 12. 1890**



**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1892

**Příloha 1c): Věkově pohlavní struktura obyvatelstva v Předlitavsku k 31. 12. 1900**

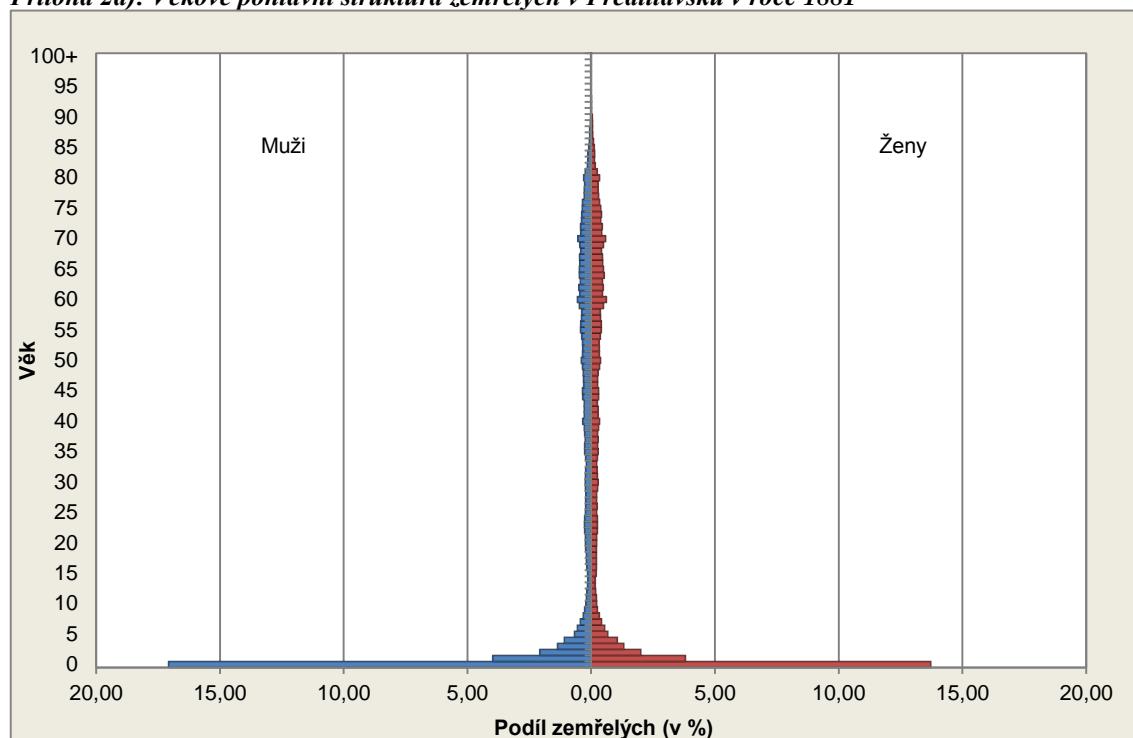
**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1903

**Příloha 1d): Věkově pohlavní struktura obyvatelstva v Předlitavsku k 31. 12. 1910**

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1914

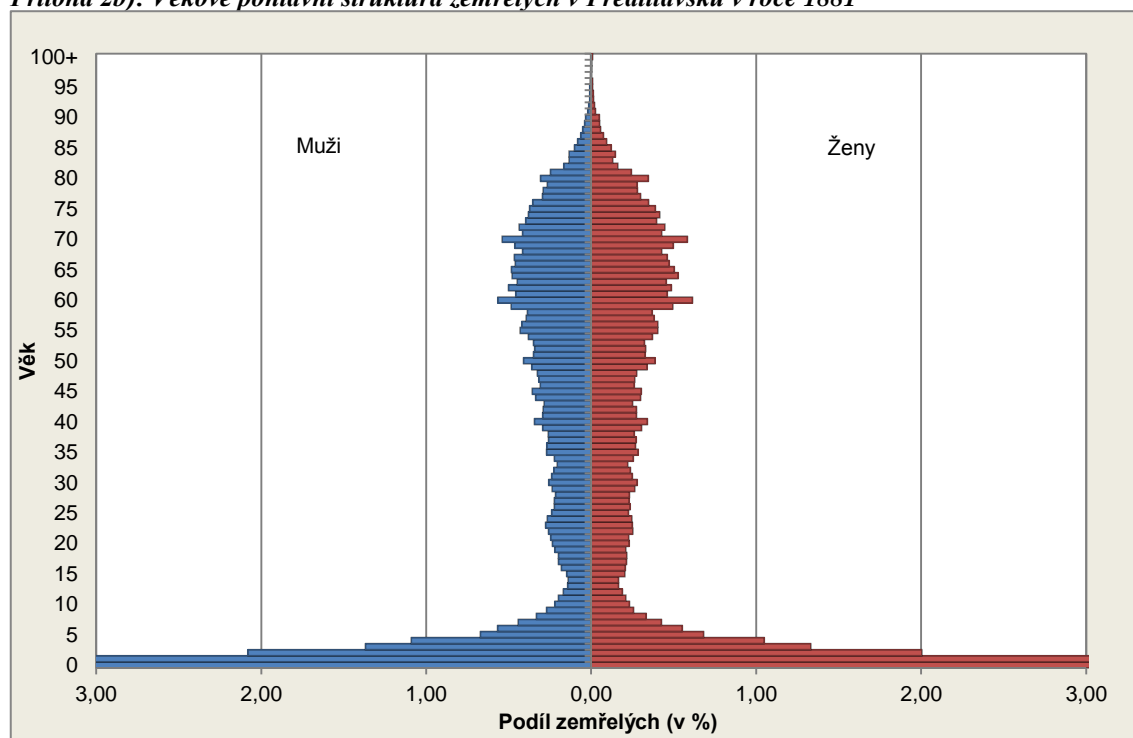
## Příloha 2: Věkově pohlavní struktura zemřelých v Předlitavsku v letech 1881, 1891, 1901 a 1911

### Příloha 2a): Věkově pohlavní struktura zemřelých v Předlitavsku v roce 1881



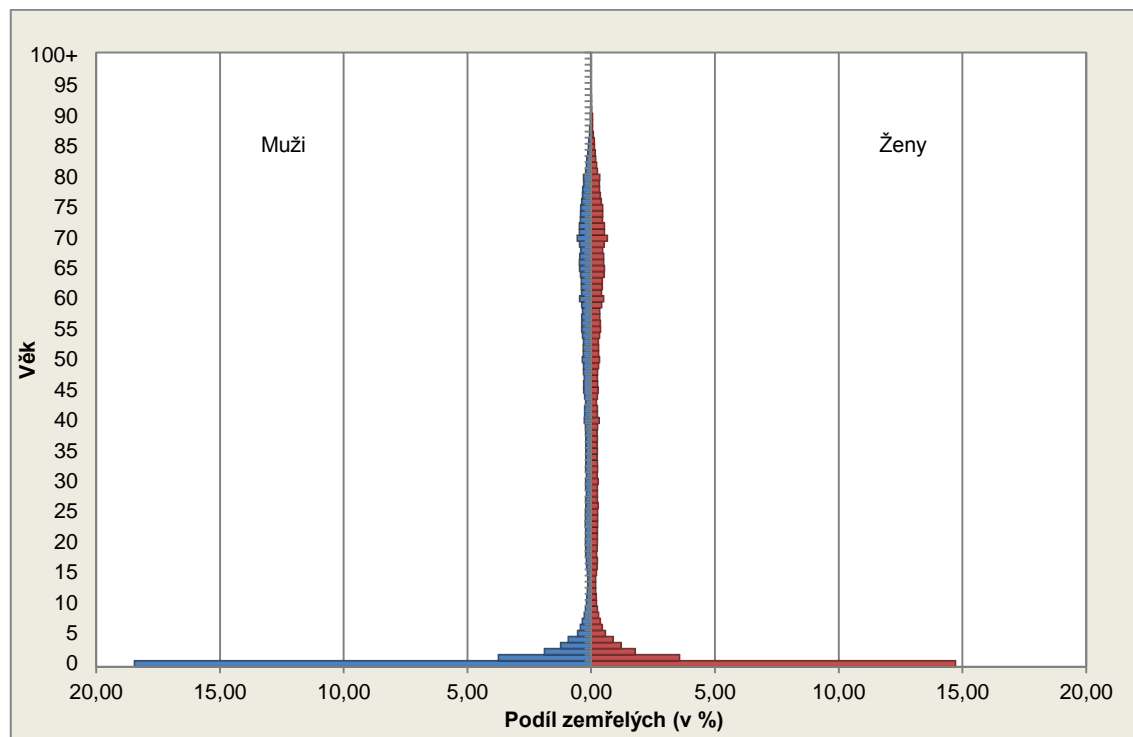
**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1884

### Příloha 2b): Věkově pohlavní struktura zemřelých v Předlitavsku v roce 1881

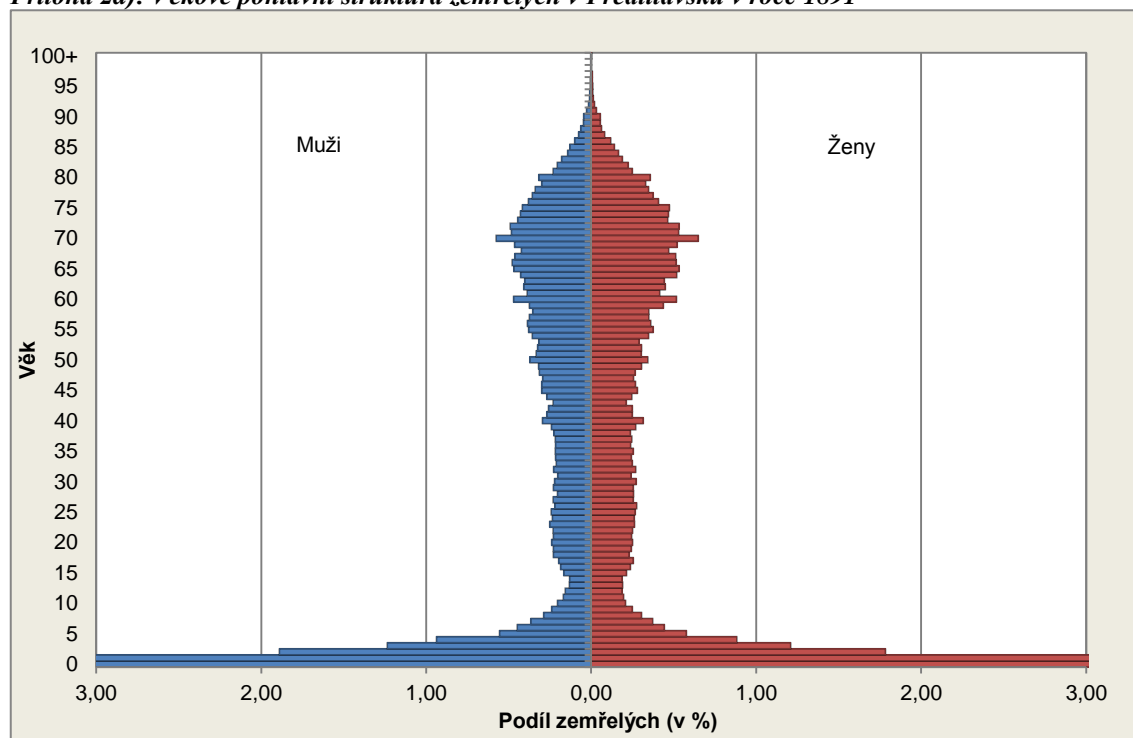


**Pozn.:** Pro lepší grafickou čitelnost jsou na ose x zobrazeny pouze hodnoty do 3 %. Podíl zemřelých ve skutečnosti dosahoval ve věku 0 let pro chlapce 17,08 % a pro dívky 13,73 %, ve věku 1 rok 3,98 % pro chlapce a 3,81 % pro dívky.

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1884

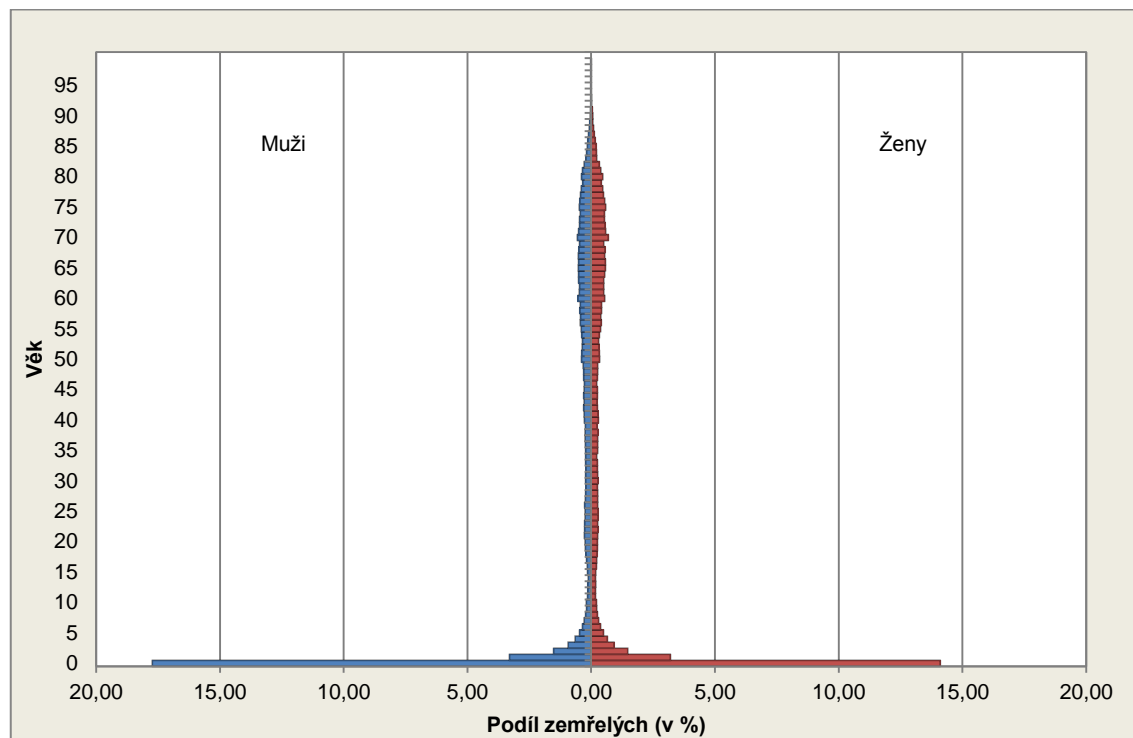
**Příloha 2c): Věkově pohlavní struktura zemřelých v Předlitavsku v roce 1891**

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1893

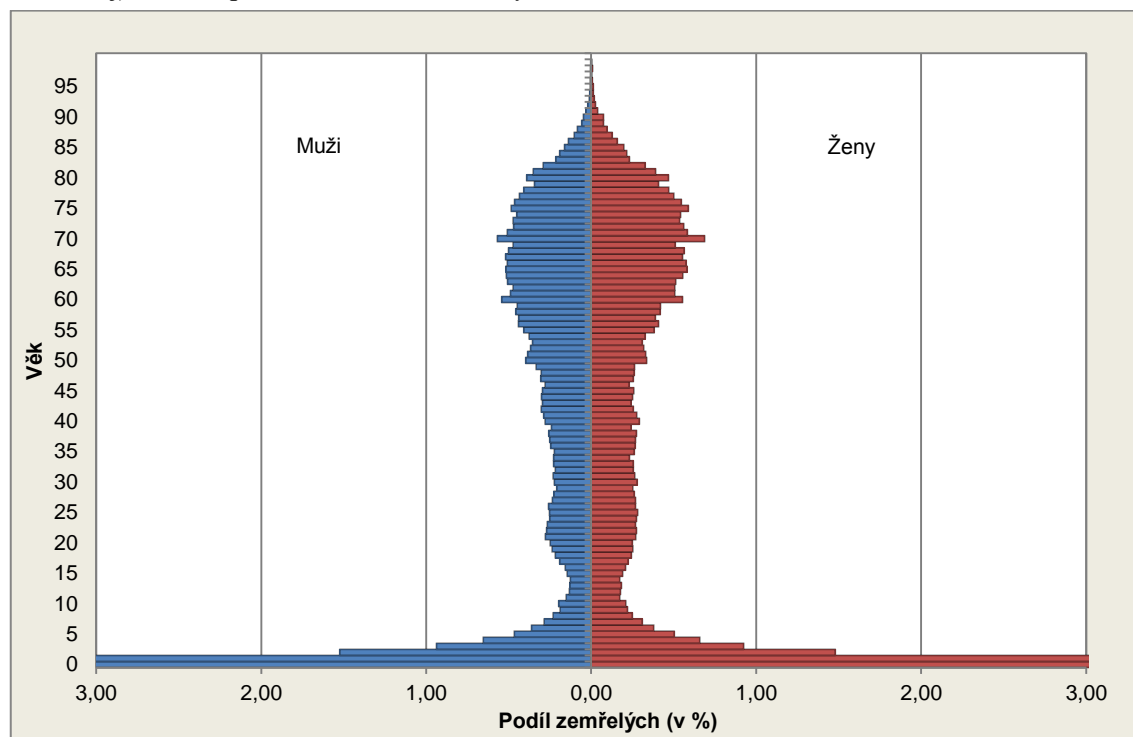
**Příloha 2d): Věkově pohlavní struktura zemřelých v Předlitavsku v roce 1891**

**Pozn.:** Pro lepší grafickou čitelnost jsou na ose x zobrazeny pouze hodnoty do 3 %. Podíl zemřelých ve skutečnosti dosahoval ve věku 0 let pro chlapce 18,46 % a pro dívky 14,73 %, ve věku 1 rok 3,76 % pro chlapce a 3,57 % pro dívky.

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1893

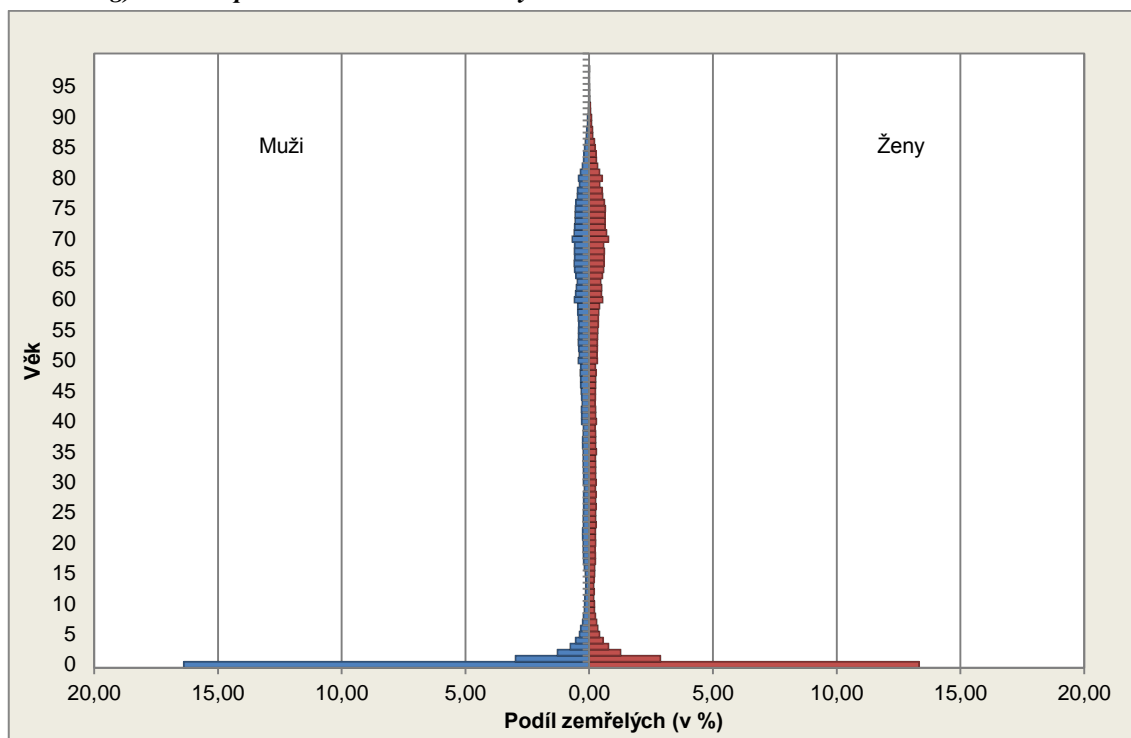
**Příloha 2e): Věkově pohlavní struktura zemřelých v Předlitavsku v roce 1901**

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1904

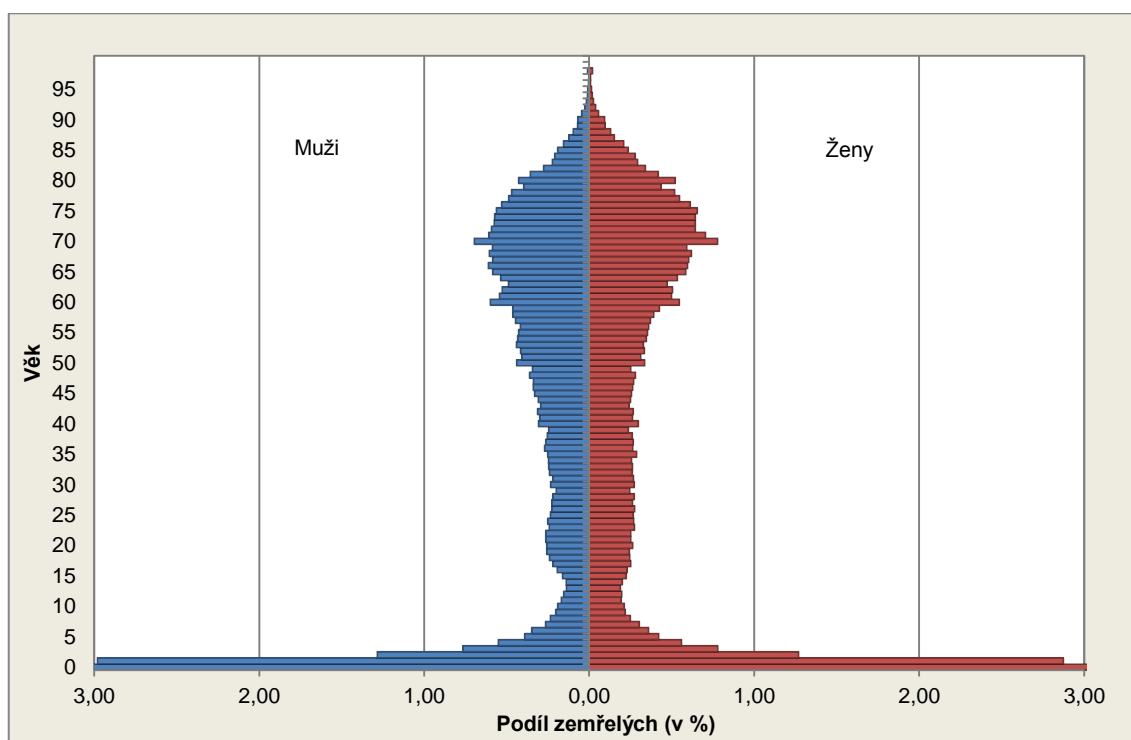
**Příloha 2f): Věkově pohlavní struktura zemřelých v Předlitavsku v roce 1901**

**Pozn.:** Pro lepší grafickou čitelnost jsou na ose x zobrazeny pouze hodnoty do 3 %. Podíl zemřelých ve skutečnosti dosahoval ve věku 0 let pro chlapce 17,73 % a pro dívky 14,10 %, ve věku 1 rok 3,30 % pro chlapce a 3,20 % pro dívky.

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1904

**Příloha 2g): Věkově pohlavní struktura zemřelých v Předlitavsku v roce 1911**

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1913

**Příloha 2h): Věkově pohlavní struktura zemřelých v Předlitavsku v roce 1911**

**Pozn.:** Pro lepší grafickou čitelnost jsou na ose x zobrazeny pouze hodnoty do 3 %. Podíl zemřelých ve skutečnosti dosahoval ve věku 0 let pro chlapce 63,38 % a pro dívky 13,32 %.

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1913



**Příloha 3: Zkrácené úmrtnostní tabulky podle pohlaví v Předlitavsku pro roky 1881, 1891, 1901 a 1911**

**Příloha 3a): Zkrácené úmrtnostní tabulky pro muže v Předlitavsku v roce 1881**

Věk	$D_x$	$P_x$	$ú_x$	$q_x$	$l_x$	$d_x$	$l_x$	$t_x$	$e_x$
0	115492	348317	0,3316	0,2693	100000	26926	79086	3129298	31,29
1–4	57599	1096338	0,0525	0,1895	73074	13850	264595	3050212	41,74
5–9	15462	1223146	0,0126	0,0612	59224	3627	287050	2785617	47,04
10–14	5884	1090829	0,0054	0,0266	55596	1479	274282	2498568	44,94
15–19	6392	1030381	0,0062	0,0305	54117	1653	266452	2224285	41,10
20–24	8681	951754	0,0091	0,0446	52464	2339	256473	1957833	37,32
25–29	7723	808222	0,0096	0,0467	50125	2339	244779	1701360	33,94
30–34	7809	746903	0,0105	0,0509	47787	2434	232848	1456581	30,48
35–39	9135	700101	0,0130	0,0632	45353	2864	219602	1223734	26,98
40–44	10509	639457	0,0164	0,0789	42488	3352	204062	1004131	23,63
45–49	11307	545973	0,0207	0,0984	39137	3850	186058	800069	20,44
50–54	12399	463194	0,0268	0,1253	35287	4420	165383	614011	17,40
55–59	14335	400006	0,0358	0,1640	30866	5064	141673	448629	14,53
60–64	16575	340725	0,0486	0,2159	25803	5571	115086	306956	11,90
65–69	15490	228919	0,0677	0,2870	20232	5807	86640	191870	9,48
70–74	14690	140056	0,1049	0,4081	14424	5887	57405	105230	7,30
75–79	10701	68895	0,1553	0,5400	8538	4611	31162	47825	5,60
80–84	6695	27470	0,2437	0,7044	3927	2766	12720	16664	4,24
85–89	2285	6861	0,3331	0,8109	1161	941	3451	3944	3,40
90+	757	1697	0,4461	1,0000	220	220	492	492	2,24

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882 a 1884; vlastní výpočty

**Příloha 3b): Zkrácené úmrtnostní tabulky pro ženy v Předlitavsku v roce 1881**

Věk	$D_x$	$P_x$	$ú_x$	$q_x$	$l_x$	$d_x$	$l_x$	$t_x$	$e_x$
0	92865	343392	0,2704	0,2295	100000	22955	82880	3393252	33,93
1–4	55409	1115127	0,0497	0,1802	77045	13887	280406	3310373	42,97
5–9	15202	1233344	0,0123	0,0598	63158	3775	306352	3029967	47,97
10–14	6505	1097129	0,0059	0,0292	59383	1735	292578	2723615	45,87
15–19	7120	1074659	0,0066	0,0326	57648	1878	283546	2431036	42,17
20–24	8174	990609	0,0083	0,0404	55770	2254	273215	2147490	38,51
25–29	8032	855718	0,0094	0,0458	53516	2454	261445	1874276	35,02
30–34	8412	792049	0,0106	0,0517	51062	2641	248709	1612830	31,59
35–39	9416	741834	0,0127	0,0615	48421	2978	234664	1364121	28,17
40–44	9752	687436	0,0142	0,0685	45444	3112	219440	1129457	24,85
45–49	9768	587603	0,0166	0,0798	42332	3376	203221	910017	21,50
50–54	11756	528393	0,0222	0,1053	38956	4101	184527	706796	18,14
55–59	13891	445882	0,0312	0,1442	34855	5028	161705	522270	14,98
60–64	17202	370141	0,0465	0,2073	29827	6185	133674	360565	12,09
65–69	15962	239305	0,0667	0,2836	23643	6705	101451	226891	9,60
70–74	15363	149210	0,1030	0,4024	16938	6816	67650	125440	7,41
75–79	10799	71865	0,1503	0,5283	10122	5347	37243	57790	5,71
80–84	6956	29339	0,2371	0,6944	4775	3316	15586	20548	4,30
85–89	2696	8169	0,3300	0,8080	1459	1179	4349	4962	3,40
90+	1095	2396	0,4570	1,0000	280	280	613	613	2,19

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1882 a 1884; vlastní výpočty

**Příloha 3c): Zkrácené úmrtnostní tabulky pro muže v Předlitavsku v roce 1891**

Věk	$D_x$	$P_x$	$u_x$	$q_x$	$l_x$	$d_x$	$l_x$	$t_x$	$e_x$
0	124275	375416	0,3310	0,2625	100000	26245	79665	3429226	34,29
1–4	52647	1169196	0,0450	0,1648	73755	12157	270706	3349561	45,41
5–9	12777	1333270	0,0096	0,0468	61598	2882	300786	3078855	49,98
10–14	5358	1217600	0,0044	0,0218	58716	1278	290387	2778069	47,31
15–19	6778	1134052	0,0060	0,0294	57438	1691	282965	2487682	43,31
20–24	8007	1000780	0,0080	0,0392	55747	2186	273272	2204718	39,55
25–29	7602	903650	0,0084	0,0412	53561	2206	262291	1931446	36,06
30–34	7284	829550	0,0088	0,0430	51355	2206	251261	1669155	32,50
35–39	7537	704585	0,0107	0,0521	49149	2560	239347	1417895	28,85
40–44	8915	658299	0,0135	0,0655	46589	3050	225322	1178548	25,30
45–49	10284	603180	0,0170	0,0817	43539	3558	208802	953226	21,89
50–54	11494	526980	0,0218	0,1033	39981	4131	189580	744425	18,62
55–59	12596	419118	0,0301	0,1395	35851	5002	166748	554845	15,48
60–64	14130	330077	0,0428	0,1927	30849	5944	139383	388097	12,58
65–69	15490	247328	0,0626	0,2689	24905	6696	107783	248714	9,99
70–74	16332	171955	0,0950	0,3780	18209	6884	73834	140931	7,74
75–79	12093	85147	0,1420	0,5084	11325	5758	42230	67096	5,92
80–84	7249	32710	0,2216	0,6698	5567	3729	18514	24866	4,47
85–89	2795	8843	0,3161	0,7941	1838	1460	5542	6352	3,46
90+	883	1890	0,4671	1,0000	379	379	810	810	2,14

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1892 a 1893; vlastní výpočty**Příloha 3d): Zkrácené úmrtnostní tabulky pro ženy v Předlitavsku v roce 1891**

Věk	$D_x$	$P_x$	$u_x$	$q_x$	$l_x$	$d_x$	$l_x$	$t_x$	$e_x$
0	99160	369172	0,2686	0,2223	100000	22234	83209	3642514	36,43
1–4	50174	1185384	0,0423	0,1558	77766	12112	286840	3559305	45,77
5–9	13138	1334313	0,0098	0,0480	65654	3154	320385	3272465	49,84
10–14	6536	1227379	0,0053	0,0263	62500	1642	308395	2952080	47,23
15–19	7959	1180640	0,0067	0,0331	60858	2017	299247	2643685	43,44
20–24	8565	1032112	0,0083	0,0406	58841	2391	288225	2344438	39,84
25–29	8839	948728	0,0093	0,0455	56449	2569	275823	2056213	36,43
30–34	8595	866358	0,0099	0,0484	53880	2607	262881	1780390	33,04
35–39	8427	739313	0,0114	0,0554	51273	2840	249261	1517509	29,60
40–44	8557	694825	0,0123	0,0597	48432	2892	234930	1268248	26,19
45–49	9302	642638	0,0145	0,0698	45540	3179	219750	1033318	22,69
50–54	10726	582836	0,0184	0,0879	42360	3724	202492	813568	19,21
55–59	12631	461873	0,0273	0,1278	38636	4938	180838	611076	15,82
60–64	15777	384764	0,0410	0,1854	33699	6247	152877	430238	12,77
65–69	17192	281862	0,0610	0,2629	27452	7216	119220	277361	10,10
70–74	17819	190079	0,0937	0,3742	20236	7572	82249	158141	7,81
75–79	13053	92179	0,1416	0,5074	12664	6425	47255	75892	5,99
80–84	7991	37240	0,2146	0,6580	6238	4105	20930	28637	4,59
85–89	3115	10657	0,2923	0,7681	2134	1639	6571	7707	3,61
90+	1129	2592	0,4356	1,0000	495	495	1136	1136	2,30

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1892 a 1893; vlastní výpočty

**Příloha 3e): Zkrácené úmrtnostní tabulky pro muže v Předlitavsku v roce 1901**

Věk	$D_x$	$P_x$	$ú_x$	$q_x$	$l_x$	$d_x$	$l_x$	$t_x$	$e_x$
0	111905	404239	0,2768	0,2267	100000	22667	82182	3930029	39,30
1–4	40512	1312128	0,0309	0,1162	77333	8984	291362	3847846	49,76
5–9	9684	1483689	0,0065	0,0321	68348	2195	336256	3556484	52,03
10–14	4663	1332944	0,0035	0,0173	66154	1147	327902	3220228	48,68
15–19	5998	1235892	0,0049	0,0240	65007	1558	321138	2892327	44,49
20–24	8302	1129738	0,0073	0,0361	63448	2289	311519	2571189	40,52
25–29	7462	994640	0,0075	0,0368	61159	2252	300168	2259670	36,95
30–34	7125	868943	0,0082	0,0402	58908	2366	288623	1959502	33,26
35–39	7695	799361	0,0096	0,0470	56541	2657	276065	1670879	29,55
40–44	9266	739375	0,0125	0,0607	53884	3273	261240	1394814	25,89
45–49	9588	612864	0,0156	0,0752	50612	3808	243538	1133574	22,40
50–54	11893	557960	0,0213	0,1011	46803	4732	222189	890037	19,02
55–59	13847	477536	0,0290	0,1350	42072	5678	196164	667848	15,87
60–64	15960	384656	0,0415	0,1874	36394	6818	164923	471684	12,96
65–69	15921	270806	0,0588	0,2547	29575	7533	129045	306761	10,37
70–74	15603	176845	0,0882	0,3567	22043	7863	90557	177716	8,06
75–79	13497	97008	0,1391	0,5013	14180	7108	53130	87159	6,15
80–84	9082	44649	0,2034	0,6383	7072	4514	24075	34028	4,81
85–89	3433	12145	0,2827	0,7567	2558	1935	7950	9954	3,89
90+	917	2952	0,3106	1,0000	622	622	2004	2004	3,22

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1903 a 1904; vlastní výpočty**Příloha 3f): Zkrácené úmrtnostní tabulky pro ženy v Předlitavsku v roce 1901**

Věk	$D_x$	$P_x$	$ú_x$	$q_x$	$l_x$	$d_x$	$l_x$	$t_x$	$e_x$
0	89001	397239	0,2240	0,1902	100000	19025	85398	4144514	41,45
1–4	39549	1315824	0,0301	0,1133	80975	9173	305555	4059116	50,13
5–9	10476	1468406	0,0071	0,0350	71802	2516	352721	3753562	52,28
10–14	5803	1344578	0,0043	0,0213	69286	1479	342733	3400841	49,08
15–19	7073	1291022	0,0055	0,0270	67807	1832	334455	3058108	45,10
20–24	8446	1146831	0,0074	0,0362	65975	2385	323911	2723653	41,28
25–29	8414	1029949	0,0082	0,0400	63590	2545	311585	2399742	37,74
30–34	8120	904880	0,0090	0,0439	61044	2678	298526	2088157	34,21
35–39	8277	823686	0,0100	0,0490	58366	2860	284680	1789631	30,66
40–44	8305	762621	0,0109	0,0530	55506	2942	270176	1504951	27,11
45–49	7999	639754	0,0125	0,0606	52564	3186	254859	1234774	23,49
50–54	10245	605691	0,0169	0,0811	49379	4004	236884	979916	19,84
55–59	12734	513097	0,0248	0,1167	45375	5295	213635	743032	16,38
60–64	16646	431606	0,0386	0,1754	40079	7029	182824	529397	13,21
65–69	17571	305811	0,0575	0,2497	33050	8253	144619	346573	10,49
70–74	18385	207220	0,0887	0,3583	24797	8885	101776	201955	8,14
75–79	15874	115647	0,1373	0,4966	15913	7902	59810	100179	6,30
80–84	10320	52669	0,1959	0,6246	8011	5003	27546	40369	5,04
85–89	4133	15804	0,2615	0,7295	3008	2194	9552	12823	4,26
90+	1307	5256	0,2487	1,0000	813	813	3271	3271	4,02

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1903 a 1904; vlastní výpočty

**Příloha 3g): Zkrácené úmrtnostní tabulky pro muže v Předlitavsku v roce 1911**

Věk	$D_x$	$P_x$	$ú_x$	$q_x$	$l_x$	$d_x$	$l_x$	$t_x$	$e_x$
0	102812	391427	0,2627	0,2227	100000	22272	82577	4077540	40,78
1–4	35049	1373634	0,0255	0,0970	77728	7542	295829	3994963	51,40
5–9	9069	1673884	0,0054	0,0267	70186	1876	346242	3699135	52,70
10–14	4988	1555715	0,0032	0,0159	68311	1086	338837	3352893	49,08
15–19	6752	1372754	0,0049	0,0243	67224	1633	332038	3014056	44,84
20–24	8010	1177519	0,0068	0,0334	65591	2193	322472	2682018	40,89
25–29	6976	1033453	0,0068	0,0332	63398	2104	311728	2359546	37,22
30–34	7460	931894	0,0080	0,0392	61294	2405	300456	2047818	33,41
35–39	8069	874778	0,0092	0,0451	58889	2654	287808	1747362	29,67
40–44	9566	776531	0,0123	0,0597	56234	3359	272774	1459553	25,95
45–49	10772	704482	0,0153	0,0736	52875	3892	254647	1186779	22,44
50–54	13425	627734	0,0214	0,1014	48983	4968	232498	932132	19,03
55–59	13935	501028	0,0278	0,1298	44016	5714	205793	699634	15,90
60–64	16954	409793	0,0414	0,1869	38301	7157	173614	493841	12,89
65–69	18671	312345	0,0598	0,2584	31144	8046	135605	320227	10,28
70–74	19139	207477	0,0922	0,3695	23098	8535	94153	184622	7,99
75–79	15378	112284	0,1370	0,4958	14563	7221	54765	90469	6,21
80–84	9379	47736	0,1965	0,6256	7343	4594	25230	35704	4,86
85–89	4010	13948	0,2875	0,7625	2749	2096	8506	10474	3,81
90+	1249	3764	0,3318	1,0000	653	653	1968	1968	3,01

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1913 a 1914; vlastní výpočty**Příloha 3h): Zkrácené úmrtnostní tabulky pro ženy v Předlitavsku v roce 1911**

Věk	$D_x$	$P_x$	$ú_x$	$q_x$	$l_x$	$d_x$	$l_x$	$t_x$	$e_x$
0	83637	384247	0,2177	0,1914	100000	19135	85455	4314840	43,15
1–4	34435	1369991	0,0251	0,0957	80865	7735	307989	4229385	52,30
5–9	9752	1647203	0,0059	0,0292	73130	2133	360317	3921396	53,62
10–14	6249	1558044	0,0040	0,0199	70997	1410	351460	3561079	50,16
15–19	7518	1429141	0,0053	0,0260	69587	1806	343420	3209619	46,12
20–24	8273	1208946	0,0068	0,0336	67781	2280	333204	2866199	42,29
25–29	8326	1096678	0,0076	0,0372	65501	2440	321404	2532995	38,67
30–34	8312	989092	0,0084	0,0411	63061	2595	308818	2211591	35,07
35–39	8280	909124	0,0091	0,0445	60466	2692	295601	1902773	31,47
40–44	8292	801805	0,0103	0,0504	57774	2911	281593	1607171	27,82
45–49	8323	732519	0,0114	0,0552	54863	3030	266740	1325578	24,16
50–54	10410	670526	0,0155	0,0747	51833	3871	249486	1058839	20,43
55–59	11963	539328	0,0222	0,1050	47962	5035	227221	809352	16,87
60–64	16050	457152	0,0351	0,1610	42927	6911	197356	582131	13,56
65–69	18839	350214	0,0538	0,2358	36016	8494	158844	384776	10,68
70–74	21413	241981	0,0885	0,3575	27522	9840	113009	225932	8,21
75–79	17384	133154	0,1306	0,4794	17682	8477	67217	112922	6,39
80–84	11608	60172	0,1929	0,6189	9205	5697	31784	45705	4,97
85–89	5168	19084	0,2708	0,7418	3508	2603	11036	13921	3,97
90+	1803	5743	0,3140	1,0000	906	906	2885	2885	3,18

**Zdroj:** Österreichische Statistik, 1913 a 1914; vlastní výpočty